

二十世纪文库

历史学家与数学

[苏] Б·Н·米罗诺夫 З·В·斯捷潘诺夫 著

999000000000

111112222233

6666733344

华夏出版社



历史学家与数学

WENKU.

〔苏〕Б·Н·米罗诺夫 З·В·斯捷潘诺夫 著

黄立菲 夏安平 苏戎安 译

华夏出版社

1990年·北京



责任编辑：王清和

封面总体设计：郭力 钮初

王大有 李明

本书封面设计：张鲁平 刘国



Б. Н. МИРОНОВ, З. В. СТЕПАНОВ

ИСТОРИК И МАТЕМАТИКА

(Математические методы

в историческом исследовании)

ИЗДАТЕЛЬСТВО «НАУКА»

Ленинградское отделение

Ленинград, 1975

历史学家与数学

——历史研究中的数学方法

〔苏〕 Б. Н. 米罗诺夫 著
З. В. 斯捷潘诺夫

黄立蓊 夏安平 苏戎安 译

※

华夏出版社出版发行

(北京东直门外台河园北里4号)

新华书店经销

北京通县燕山印刷厂印刷

※

850×1168毫米32开本 5.625印张 127千字 插页2

1990年7月北京第1版 1990年7月北京第1次印刷

印数 1—3000 册

ISBN7—80053—623—8/K·036

定价：3.65元

62193/03

译者序



人类从遥远的古代就以描述方法记载自己的历史。当史卷主要记述英雄人物的丰功伟绩或历史事件的来龙去脉时，描述方法是十分胜任的。19世纪末，由于资本主义经济的发展，要求对经济史进行研究，产生了运用计量方法处理经济指数进而分析经济史规律的需要。英国经济学家鲁格斯的英国农业及价格史就是适应这种需要产生的代表作。20世纪，由于经济、阶级、社会的巨大变化，人类对人自身及社会的再思考，使历史学家的视野从聚焦于英雄人物、历史事件转向劳动大众和社会结构。这就要处理数量浩繁、散见的历史文献。于是，运用统计计量整理、分析历史文献的计量方法开始在西方，首先是在法国年鉴学派的研究中出现。例如，法国年鉴学派最著名代表人物之一E·拉布鲁斯的著作都是以大量经过统计整理的档案为基础，他以计量方法研究社会结构的动态变化，被认为在他带动下，几乎整整一代法国历史学家学会了计量。

本世纪二三十年代后，计量方法以它自身固有的优越力量开始逐步征服史学界。从50年代后期起，在美国开始形成具有一定数量的研究队伍、常设研究机构、正式刊物的计量史学派。在美国的带动和示范下，历史的计量研究方法横越大西洋传播到日本、西

欧及至苏联东欧。至70年代末,形成令国际史学界瞩目的国际计量史学潮流,并且与马克思主义的传播、法国年鉴学派的兴起并称为本世纪世界史学界最有影响的三大变化之一。

苏联计量史学在50、60年代之交酝酿和兴起。这除去苏联历史学家遇到运用传统方法无法解决的难题,要求探索新的方法,计量方法在国外已显露出比传统方法有优越之处,从而吸引着苏联史学家以外,还有着苏联独特的背景:1956年苏共20大以后,与赫鲁晓夫主张改革、反对个人迷信相适应,史学界开始肃清“左”的教条主义的影响。其中重要的一点是将史学方法论作为一个独立的发展主体提出来,指出历史唯物主义只是指导史学方法论的理论,不能取代史学方法论。这就奠定了计量方法作为历史研究方法之一而独立发展的理论基础。

60年代是苏联计量史学初具规模的时期,无论在理论还是实践方面都是如此。在理论方面,这一时期历史学家注意的中心是是否有必要运用计量方法(Ю·Ю·卡赫克:《需要新的历史科学吗?》,1969年)、计量方法运用的范围以及地位(И·Д·科瓦利琴科:《论历史研究中的教学方法》,1969年等)。在实践方面,研究重心集中于经济史,首先是俄国个别地区农业史历史资料的整理与分析上(卡赫克:《运用电子计算机对爱沙尼亚历史的研究》,1964年;科瓦利琴科:《对19世纪俄国农民经济抽样材料进行数学统计整理的尝试》,1966年等)。

70年代是苏联计量史学起飞并取得重要成果的阶段。在理论方面,历史学家对历史计量理论的探讨已深入到方法论的层次(卡赫克、科瓦利琴科:《在历史研究中运用计量方法的方法论问题》,1974年等)。在实践方面,这一时期有三个最显著的特征:一是运用计量方法的范围从经济史扩大到社会政治史、文化史等领域。二是提出,解决了传统方法难以或无法解决的研究课题。这

一时期,俄国农业史仍是历史学家注意的中心。苏联历史学家主要运用模拟的方法,力图完整地揭示封建地主经济的内部结构、实质和机制。他们通过处理大量的统计资料,制成了17—20世纪俄国社会经济结构的模型,揭示了地主经济与农奴经济相互关系的特征。同时研究了俄罗斯统一民族市场的形成问题,以令人信服的结论,结束了自列宁提出这一问题后近80年史学界对这个问题的争论。三是加强了对计量史学的组织、推广工作。70年代计量史学的迅速发展,提出了加强组织工作的要求,为适应这一要求,70年代初苏联科学院历史学部成立了协调计量史学活动的正式领导机构——历史研究中运用数学方法和电子计算机委员会。该委员会为推动计量史学的发展作了一系列重要的工作,包括编辑出版论文集(《历史研究中的数学方法》,1972年;《社会经济史研究中的数学方法》,1975年;《经济史和文化史研究中的数学方法》,1977年)、组织国际学术交流(如1979年在苏联塔林组织了苏美两国计量史学学术讨论会)等。70年代末莫斯科大学历史系苏联史教研室还组织了一个经常性的“历史研究中的计量方法”讲习班,以解决史学研究中运用数学方法的各种问题。

70年代,不仅计量史学在苏联得到迅速发展,而且其他跨学科的史学分支,如历史社会学、历史人口学、历史心理学等也得到长足发展。这是世界范围内由于科学技术革命的深刻影响而日益加强的科学整体化趋势的反映。在这种背景之下,不仅计量史学由于自身的发展需要加强组织,总结提高,而且科学整体化的趋势也提出了相同的要求。其他新兴学科的情况亦是如此。正是在这样的背景之下,苏联科学院编辑出版了《当代科学发展趋势》丛书,《历史学家与数学》作为对计量史学发展诸方面的总结而于1975年推出。

二

在历史研究中使用计量方法的最重要步骤，是对研究者所提出课题的数量指数进行数学的统计加工与分析。根据这一要求，本书的结构可分为两大部分。

第一部分包括第一二章，主要叙述对历史资料的统计加工，重点回答了三个问题。

第一，质是否能够以及如何转化为量。

历史学家主要与质的形式的史料打交道。因为19世纪以前人们不善于用数字记载历史，而且大多数原始事实不可能以量的形式出现。这样，对历史进行计量分析碰到的第一个问题，就是质是否能够以及怎样转化为量。在书中，作者首先指出每一客体都是质与量的规定性的统一体，因此质与量是互相联系、互相转化的。接着作者详细介绍了将质转化为量的三种方法：计算——计算被研究客体质各个特征重复出现的频数；统计计量——确定一个客体对另一个客体关系有几种边界点，并寻找这些边界点的数量当量；分解概念——将某一质的历史概念分解为若干可以计量的个别因素，进而对每个因素进行计量。归纳起来，对质的历史现象可以从三个角度进行统计描述：在时间和空间范围内重复出现频数或水平和强度的角度；时间、空间延续的角度；结构的角。因此，当研究各种最复杂的问题时，只要能把这些问题归于某一个问。题之下，再分解成各个单独的简单的问题，就可以根据上述方法进行计量。这样，作者自然而然地回答了这个问题：实际上一切都是可以计量的。通过18世纪俄罗斯人如何看待涨价原因、对1917—1929年最高国民经济委员会活动的分析、16—20世纪俄国统一粮食市场发展三个例子，作者详细介绍

了如何将质转化为量进而进行计量。

第二，当历史学家整理数量形式的史料时会遇到另一个问题：具有多大误差的史料可以认为是准确可信的。

作者首先指出，历史材料都具有相对准确性，这主要是受到时间与地理延续性的局限、收集材料者社会经济利益的局限以及历史学家很难了解历史材料形成条件的局限。作者针对关于通过整理史料误差可以抵消或依然如旧两种极端观点，运用概率的方法得出结论，与实际误差在20%以内的材料就可以认为是好的史料，历史学家可以大胆地运用它进行科学研究。

第三，历史学家经常遇到的另一问题是，由于年代久远，史料短缺，无法客观全面地评述当时的历史，或者是材料浩繁，不知如何选择能够代表总体的起码数量的材料，以避免过于繁复的计算。作者介绍了能够圆满解决上述问题的抽样方法诸原则：1. 抽样的最基本的随机原则；2. 保证随机的抽样法——抽签、随机数字、机械抽样、典型抽样、聚点抽样法等；3. 确定史料是否遵循了随机原则的符号判据法；4. 处理大数量史料保证随机原则的公式；5. 抽样方法的数学基础——大数定律。在这部分里，作者列举了两个成功地运用抽样方法的实例：通过确定俄国18世纪平均价格而得出结论，俄国价格革命比欧洲晚150年；通过论证19世纪上半叶农民状况已经恶化，解决了俄国农业史上最有争议的问题。

第二部分，包括第三至五章。主要叙述如何对历史课题进行统计分析。历史学家的主要任务是揭示历史现象之间的客观规律，这就要正确地评估历史现象之间的关系。概括起来，历史现象之间的关系可分为三种：量的形式之间的关系，质的形式之间的关系，质的与量的形式之间的关系。在这里，作者从众多的数学方法中精选了三种最基本、最常用的方法进行了详细介绍。

对量的形式间的关系可以运用回归方法与相关方法进行统计分析。回归分析能够揭示自变量(原因、因素)与因变量(结果)之间数量关系的形式。相关方法可以测定变量之间是否存在联系以及因素对结果变量影响的程度。作者介绍了回归与相关分析的一般步骤:进行具体历史与逻辑的分析以确定历史现象的逻辑关系;整理历史现象的数据以绘制回归图表;计算回归系数以建立回归方程(变量之间关系的数学表达式);求估计标准误差(评价回归系数的代表性);求相关系数(确定变量之间关系的紧密度)。

对质的形式可以运用等级相关方法进行分析。如果研究性质对立或具有程度变化特征间的关系,可以用联系系数和连结系数;研究可按等级排列的质的特征可以借助斯皮尔门相关系数和肯德尔相关系数。分析的步骤是对每个研究对象进行分析整理,定出一系列等级,制定等级表,根据公式计算相关系数。

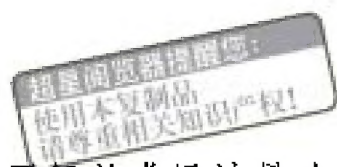
作者还指出了回归分析与相关分析的各种类型:根据因素数量区分的多元回归、多元相关;根据数学表现形态区分的曲线相关——抛物线相关、双曲线相关、指数、对数相关等。归纳了运用回归与相关指数的条件与禁忌。

当分析质与量特征间的关系时,用方差分析。方差分析具有与相关分析相同的宗旨:探求变量之间是否存在着依从关系以及关系的紧密度。区别只在于适用的范围不同,这里作者详细介绍了单因素与多因素方差分析的具体步骤。

书中,作者还概括了计量分析方法对传统史学方法的变革,即研究起点不同:不是从直接收集材料开始,而是从明确地提出问题、建立指标体系、提出课题假设开始;收集材料的方法不同:仅收集那些于所提出问题及验证假设所必须的材料,能够验证研究结果。因此,计量方法较之传统史学方法的优越之处,不仅在于解决问题具有精确性和明确性,而且能够解决用传统方法

难于或无法解决的课题。

三



该书立足于使对计量史学完全陌生的读者了解并掌握计量分析的基本原则和方法，因而从两个方面安排了本书的内容：回答这些读者在计量分析中最迫切需要答案和最经常遇到的问题；精选和介绍最常用的、能够概括计量分析基本方面的数学方法。这样安排内容，使读者能够迅速地了解并掌握计量史学的概貌和基本方法，避免由于一下出现许多数学方法而使读者不得要领甚至望而却步，这是颇具匠心的。

该书广泛吸收了苏联计量史学的研究成果，尤其注意援引运用传统史学方法争议不下或运用计量分析修正了传统看法的课题，扼要地叙述计量方法何以解决了难题或修正了传统观点，从而既能使读者看到计量方法的优越之处，又能激起他们对深入了解计量方法、甚而实践计量方法的兴趣和热情。这种写作方法是颇具特色的。

1984年，苏联出版了第一部供大学历史系所用的计量史学教科书，提出使历史学家不仅掌握描述分析方法，而且掌握计量分析方法的设想。近年，国外一些历史学家也开始讨论对历史学家进行计量方法和电子计算机的再培训问题。这表明，在科学整体化趋势日益加强的当今时代，历史学家只掌握描述分析已经远远不够了。在这种形势之下，我们译出本书，希冀为我国史学工作者了解、掌握、实践计量分析方法尽绵薄之力。由于我们知识水平有限，疏漏和错误在所难免。恳请各位前辈、同仁不吝批评指教。本书在校订过程中承章景琦、戴文同志热情帮助，在此一并致谢。

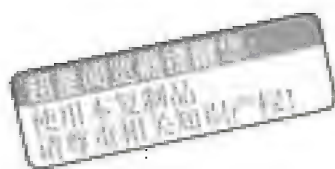
1987年12月

目 录



绪言 数学时代的历史学	(1)
第一章 计量就是解释 (历史研究中对质的特征 的计量)	(7)
质转化为量.....	(7)
18世纪的俄国人怎样看待涨价的原因?	(13)
数字中的政策.....	(17)
实际上一切均可计量.....	(19)
怎样的材料是准确的.....	(23)
第二章 怎样小中见大 (历史科学中的抽样法)	(30)
象世界一样古老的方法.....	(30)
巧合虽不可靠, 但却慷慨.....	(31)
抽样方法与价格革命.....	(34)
19世纪上半期农民状况恶化了吗?	(40)
大数定律.....	(46)
第三章 历史学家能够预测吗? (对历史现象的回归 分析)	(48)
如果这样, 可能怎样.....	(48)
酿酒业消耗了多少粮食?	(52)
地主的收入取决于什么?	(54)
借助回归系数进行预测.....	(57)
回归系数如何帮助历史学家.....	(61)

预测中的错误.....	(63)
简单与复杂的关系.....	(67)
19世纪粮食价格是多少?	(71)
第四章 令人信服的系数(相关方法在历史研究中的	
应用)	(79)
历史学家早已运用了相关方法的工作原则.....	(79)
历史学家运用相关方法的经验.....	(87)
用相关指数剖析复杂联系.....	(98)
在事物中间.....	(102)
19世纪70年代的革命者是些什么人.....	(110)
等级表.....	(119)
数学分析方法能深入了解19世纪70年代的俄国革	
命运动.....	(126)
回归系数与相关系数的适用范围.....	(128)
复杂的依从关系.....	(136)
相关帮助历史学家找到原因.....	(137)
第五章 是原因, 还是偶然性?(历史研究中的方	
差分析)	(141)
19世纪中期地主在哪里生活有利可图?	(141)
收获量改变了吗?	(153)
简明书目	(162)



绪言 数学时代的历史学

我们生活在数学时代。从20世纪初期起，数学活跃地深入到人类知识的一切领域，并不断地证实着马克思的论断：“只有在成功地运用数学时，科学才算达到了真正完善的境地。”^①现在，一些科学学科已经无保留地运用数学，而另一些学科则刚刚开始采用数学。历史学属于后者。尽管不少历史学家对于运用数学方法的前景仍感困惑，但是，现在大部分历史学家争论的问题已不是“是否有必要运用数学”，而是“应该在什么方面以及怎样更好地运用数学”。

历史学家并没有让自己停留在怀疑和争论上，而已经开始“运用”数学方法，并且积累了一定的经验。总结这些经验，对于同数学仍旧“陌生”抑或已经“熟识”的历史学家来说，都将是非常有益的。

在开始了解历史学家所运用的具体数学方法之前，我们先阐明，在历史学中运用数学意味着什么。

人们往往认为，运用数学方法和电子计算机，不过是将在计算方面帮助历史学家，减轻和加快他们的工作。或者，至多是有助于更精确地反映历史学家的思想以及所观察到的现象。然而，运用数学方法的意义绝不仅限于此。

如果注意考察苏联及国外历史学家近年的经济史、文化史著

^① 保尔·拉法格：《回忆马克思》，载《回忆马克思和恩格斯》，莫斯科1956年，第66页。

作，注意考察历史学方面的社会学著作，那么就会发现，数学方法已影响着历史学家观察问题的角度和运用文献资料的方法，影响着他们对原始资料的收集和整理，以及分析这些资料的方向和内容。最后，数学方法对于检验研究结论也有重要的意义。然而，运用数学方法最重要的意义看来在于，它有可能解决使用习惯的、传统的历史研究方法所无法解决的某些难题。

把视线转向数学方法，这就使历史学家“不能不”按下列步骤和方式研究他们感兴趣的问题。

1. 历史学家要筛选研究对象和准确地确定研究目的。在这里，研究目的往往以**直接提出问题**的形式来表达。例如，为什么年轻人积极投身于俄国19世纪70—80年代的革命运动？为什么18世纪俄国物价急剧上涨？准确地提出问题，将明确地规定分析范围，并且给历史学家指明解决问题的捷径。此外，问题本身会激发思维本能地进行回答，这样的回答往往能够帮助历史学家迈出研究工作中最初的、通常也是最困难的几步。

2. 其次，运用数学方法的历史学家应力求运用使研究对象能转化为数量形式的方式来表述自己将要研究的课题。为此，就要确定能够从数量方面说明所研究现象本质特征的指标体系。换言之，历史学家将依据前人的经验，详细制定或者选定必要的**统计指标体系**。例如，研究苏联工人在30和40年代的精神面貌，可以选择从数量上表征这一精神面貌的如下指标：教育程度；个人藏书量；闲暇时间安排；读书量；电影院、剧院的观众人数，等等。

3. 历史学家在熟悉前人著作中有关该课题论述（如果历史编纂学中记载了该课题的研究状况）的基础上，并依据经济学、社会学理论或通常的看法，提出明确的针对该课题的**工作假设**。譬如，为了研究俄国革命以前从农村流入城市的移民的命运，历史

学家提出这一假设：农民在城里的“前程”取决于年龄、性别、文化程度、出身和个人资本诸因素。提出这种工作假设绝不会使历史学家“分散注意力”。因为它使研究兴趣合理地约束在必须直接验证假设上。

4. 运用数学方法的历史学家不是泛泛收集有关研究课题的所有材料，而仅仅收集那些对于回答具体提出的问题以及对于验证已提出的假设所必须的材料。譬如，研究者为了研究资本主义俄国农村移民的命运，就要收集这些移民在城市的际遇以及有关其年龄、性别、文化程度、出身和个人资本的材料，即要按照历史学家的假设，收集移民命运中最有意义的材料。

5. 最后，历史学家要运用所收集到的材料验证自己的假设。如若材料推翻了有关假设，如关于离乡农民命运取决于拟定因素的假设，那么，对问题的研究便到此为止。如果不愿停止，研究者可以提出其他解释，然后收集相应的材料并重新验证假设。直到证明假设与具体历史事实完全相符之前，这种做法将循环往复。

如上看来，运用数学方法的历史学家着手研究的起点就与通常的做法不同：不能从直接收集感兴趣问题的材料开始研究，而要从明确地提出问题、建立指标体系、提出工作假设开始研究。这便规定了历史学家必须收集什么样的材料，以及采取何种方法分析材料。在收集和分析材料之后，这些历史学家得出有关结论，然后再用一些具体历史事实验证这些结论。这种研究方法有两点明显地背离了分析历史现象的传统做法：研究对象必须经过统计指标体系确定，在历史学家研究具体史料之前，已经提出可供选择的¹不同解释。然而这种背离已被证明是正确的，因为它不仅在提出问题方面，而且在解决历史学家所提出的任务方面，都表现出精确性和明确性。按照这种方法进行研究的²历史学家，通

常用精确的数量进行评述，因而很少使用诸如“许多”、“很少”、“重要的”、“重大的”一类使分析结果显得不精确的词语进行评估。这不无重大意义。同时，我们注意到，精确、具体地提出问题和课题假设，还节省了历史学家的精力，使他们可以更迅速地达到预期目的。

这种解决社会历史、经济史、政治史以及历史学其他分支学科问题的方法的优点，在分析俄国统一民族市场问题这一实例中可以反映出来。

差不多在80年以前，在《什么是‘人民之友’以及他们怎样攻击社会民主党人？》这一著作中，弗·依·列宁提出一个问题：统一的、全俄罗斯民族市场在俄国的产生和发展，是俄罗斯民族的形成、资本主义的发展以及其他最重要的社会经济进程所必须的条件。

革命前的历史学家，特别是革命后苏联的历史学家对民族市场的产生问题进行了很多研究，但是，他们却始终未能令人信服地解决这个问题。关于俄国统一民族市场的产生时间，历史学家们就有三种意见：17世纪、18世纪上半叶、18世纪下半叶。只是在最近几年，由于运用数学方法，才使得解决列宁所提出的问题成为可能。在这里我们遇到一个可以用数学方法圆满解决的问题。分析这个问题可以分为五步：1. 确定“统一民族市场”的概念、特征、标志以及估计其发展条件的方法；2. 提出民族市场产生时间的假设，并查明什么材料、那些数量是解决问题所必需的；3. 收集具体史料；4. 整理、分析收集到的材料；5. 验证得到的结论。

首先，重视使用数学方法的历史学家们力图精确地确立“统一民族市场”的概念。按照他们的意见，统一的市场——这是一个共同形成的、统一的、完整的、联系紧密的地方市场体系。由于

这种联系，地方市场价格协调波动或相互制约。如此定义民族市场，故而可以：第一，确定精确的数量标志用以估计民族市场发展水平，而地方市场价格协调波动的程度能够成为这种标志。第二，寻求一种方法，能够从数量上反映这种协调性的程度，“相关”（此词来自拉丁语 *correlatio*，意为联系、关系——相互协调一致）方法正是这种方法。借助这种方法，两个、三个或更多的地方市场价格协调波动的程度，反映在表示相关的系数值上。这些系数值从 -1 到 +1。系数值越接近于 1，则价格波动的协调程度越高。当相关系数绝对值高于 0.7 时，则可认为这种协调性达到较高程度了。由于采用相关方法，在统一民族市场产生时间这一问题上，历史学家就有可能作出符合客观事实的回答。

精确地确定民族市场的概念，也使历史学家有可能提出民族市场产生时间的假设。由民族市场定义引申，其产生时间不可能早于 17 世纪。因为如果地方市场价格具有密切联系，那么高水平的商品经济以及城乡之间和省、地区之间具有密切的经济联系，就是必不可少的。由于我们注意到：直到 1754 年以前，在俄国内部仍然关卡林立，严重阻碍着商品流通；而在 19 世纪末，俄国经济走上垄断的发展阶段，可以证明民族市场是否存在的上述两个事实，就把统一民族市场产生时间的上限推迟到 17 世纪末至 18 世纪初，下限划到 19 世纪末。

研究的第三步是收集材料。究竟收集哪些材料，收集多少，这完全取决于民族市场的定义以及已经确定的数量标志和课题假设。根据这些要求，研究统一民族市场的历史学家应该收集 18—19 世纪这一时期内市场上这种或那种商品价格的材料。

然后，根据收集到的材料，研究者借助相关方法确定在所研究时期内的各个时刻地方价格波动协调性的程度。完成这项工作之后，历史学家就找到了统一民族市场形成的时间。经过计算得

知，俄国统一的粮食市场形成于18世纪50—70年代，全民族劳动力市场形成于19世纪末至20世纪初，等等。得出这两个结论的依据是，18世纪50—70年代，地方市场粮食价格的波动开始紧密相联；19世纪末，劳动力价格的波动开始紧密相联。

然而刚刚得到的这个结论仍然是假设，还有待于在第五步进行验证——证明它不是臆造，而是科学的。譬如分析统一粮食市场的发展，就需要验证在形成全民族市场时期内具有经济效用的粮食运输的地理范围。我们发现，在18世纪50—70年代劳动分工的基础上，俄国一些地区出现了从产粮区向缺粮的消费区的粮食运输。在这种情况下，俄国所有地区间形成了密切的经济联系。研究者由此有权断定，借助相关方法发现的地方粮食价格运动的高度协调性不是偶然的，而是存在于俄国各地区之间现实的商品经济联系的必然结果。通过验证，关于18世纪50—70年代形成统一民族粮食市场这一假设被证明是正确的。

由此可见，运用数学方法将深刻影响历史研究。它将明显改变研究问题的方法，有助于研究者得出更可靠、更令人信服结论；有助于研究者揭示事物之间的依从关系和发现事物之间的规律性。而这些往往是使用传统方法难以做到的。综上所述，在历史学中运用数学方法的主要目的和意义就是要精确和明确地提出问题，并且不仅从质的规定性方面，而且从量的规定性方面来解决问题。

第一章 计量就是解释

(历史研究中对质的特征的计量)

质 转 化 为 量

“如果您能够用数字计量并表达您所说的事物,那么,您就是知道有关这方面的某些东西。但是,如果您不能对它们加以计量并用数字加以表示,那么,您的知识就是浅薄不足的。”19世纪末英国著名学者开尔文的这一警句值得注意,尽管它有过于绝对之嫌。警句着重表达了这样一个思想:必须从数量方面对客体进行研究。

如果我们抛开开尔文上述言论的极端性,较为冷静地看待这一问题,就可以得出结论:从数量方面对客体进行研究不应妨碍对其进行质的认识。每一客体都是质与量的规定性的统一体,因此,在既相互联系、常常又相互转化的统一体中研究某一客体,乃是最富有成效的。这一结论是否与本章的題目“计量就是解释”相矛盾呢?一点也不。因为,如果被研究的客体不能“显示”其数量特征,并从数学涵义的角度加以计量,那么,对这一客体的了解就是不完全的。正因为如此,现代人文科学领域的研究者们,特别是社会学家和心理学家们,开始愈来愈广泛地运用定量分析。

为了对质进行计量,或更为确切地说,为了通过定量分析揭

示客体质的规定性而确立的诸多方法的发展，在实践要求的影响下，甚至导致产生了一门新的实用数学学科——质的定量鉴别（这一术语的字面之意即“对质进行计量”）。即便是历史学家们也已走上了这条道路，因为他们也已得出结论：对于最复杂的历史现象及过程，至少就其中的许多现象和过程来说，可以找到一些标志，从而以量的形式揭示这些现象或过程的实质。

对质进行计量，除去其一般的意义，即除去保持对客体的完整认识外，还有其实用意义：历史学家可以运用数理方法分析那种可以用量的形式来表示的事物。因此，在运用数理方法研究具体历史材料时，通常要预先把它们转化为量的形式。将质转化为量的工作非常有趣且引人入胜。但在我们讲述如何做这一工作之前，须就历史学家的原始材料，即他们所运用的材料说几句。

我们说，历史学家在原始材料方面不可能象物理学家或化学家那样苛求，因为，历史学家自己并不能创造史料，而是不得不满足于前人遗留给他们的东西，并以最认真的态度利用过去保存下来的一切。这些原始且粗糙的历史材料并非经常以量的形式出现。原因在于，第一，在19世纪以前，人们较少且不善于利用数字记载所发生的事情；第二，大多数原始状态的历史事实和现象实质上也不可能直接以量的形式出现。因此，那些研究宗教、社会、文化、政治史以及国家机关、战争、改革和革命史的历史学家们，大多是与质的特征打交道。

“特征”概念在后面将经常用到，因而有必要予以确定。特征通常被理解为客体（现象）的属性、典型特点或特殊性。量与质的特征有所不同。**数量**特征具有直接的量的表现形式，即自始就表现为一种量的形式，如人的年龄、商品的价格、贸易量的大小等等。而一种量的特征的各方面意义又因一定的大小而互有区别，比如，人的年龄有从0到150岁这么多意义。**质量**特征与数量

特征不同，它不能直接通过数量表现出来。因为，质量特征的各方面意义并不是根据量的大小来划分，而是因质的内容而相互区别。比如，革命前俄国的各个等级由于各自的权力、义务和特权不同而区别开来。那种只有两种对立的意义，**二者必择其一**的特征，如识字者或文盲，学生或非学生，**贵族或非贵族等**，则是质的特征的各种变异。

历史学家们不得不主要分析质的特征，因为他们主要不是用数字，而是用语言、概念和范畴进行工作。在研究18世纪俄国文学的过程中，我们常碰到库里宾、拉斯特列里、拉吉舍夫、罗科托夫、达什科娃的名字，而我们并未借助数字记载便知道了他们的活动。在有关17—20世纪初俄国农民阶级斗争的著作中，一般来说，有很多关于这一斗争的进程及性质的有意思的描述材料，而有关量的特征材料则较少。在有关苏联对外政策的著作中，我们则经常读到，某一政策是爱好和平的，旨在消除国际紧张局势等等。同时，苏联政府的有关文件及和平法令则常被引以为证。在有关苏维埃政权初期苏维埃人民委员会工作的著作中，为举例说明这一委员会多方面的活动，经常援用许多法令，这些法令的目的在于使国家机关的工作适应社会主义建设的任务。

但历史学家们对语言的偏重并非总是出于必要。由于习惯和传统的原因，他们经常以叙述代替数量分析。上面提到的那些内容，用语言表达确实比较简易、比较常见，但是，如果历史学家掌握了数量化的艺术，亦即善于用数量表达，并试图把一些本质特征转化为量的形式，那么，数表同样能给历史学家以极大的帮助。为了证明这种转化具有可能，我们不妨考察几个具体实例。

“18世纪俄罗斯文化”这个复杂概念可以分解成几个能用数量表示的因素。比如，这些因素可以是识字率、教育程度等等，而这些因素可以借助于数据，诸如识字人的数量及百分比、各类

学校的数量和各阶层在校生的数额来表示。书、报、杂志的份数，他们的价格和流传，乃至对出版文献的题目内容的数量评价，查明有多少书籍或文章论及军事或戏剧等等，这些将会使历史学家知道俄罗斯人对文化知识的欲望，知道俄罗斯人的精神需求和兴趣。

地主农奴对农奴制的态度也可以进行计量，尽管这一计量并不是全面的。首先，可以对农民骚动、上诉、逃跑以及其他阶级反抗形式进行统计。其次，可以对上诉、呈文以及各种政府文件的内容进行数量分析。利用这种分析方法，便能发现农民对农奴制的态度有三种：要么持较为消极的态度，要么相反，带有同地主斗争的战斗性态度，或者只是“一般的”、“中间”性的敌视态度。骚动、纵火和其他反抗形式的多少所反映出的农民同地主和国家相互关系上的某种紧张程度，将与上述三种“边界点”相对应。一旦完成了相应的统计，我们便会得到衡量农民对农奴制态度的尺度，并可据此指出，在发生多少骚动的情况下可以认为他们之间的关系是极度的敌视，或是中度的、低度的敌视。利用此种方法，就有可能对阶级斗争的强度以及农民对农奴制的态度进行计量。

象苏联对外政策这种历史现象，也有一系列数量当量，诸如和平建议的次数，预防发生战争冲突的照会的次数，苏联和外国领导人各种会晤的次数，等等。

十月革命胜利初期的苏维埃政府的活动同样可以从数量方面予以描述。为此，历史学家须弄清，人民委员会在多少时间内讨论了多少次有关工业、运输、农业、国内战争前线的状况，发布了多少法令、通告等等。对政治、经济和其他种种问题的讨论次数能够帮助我们估计其迫切性，同时从数量方面描述列宁领导下的人民委员会的活动。

甚至象俄国农奴制农民对劳动的态度这类不具备量的形式的问题也可以——尽管只是局部的——借助于对民俗（包括谚语和俗话集）、农民的呈文及上诉的数量进行分析，进而给予统计性的描述。比如，对农民借以表达劳动是愉快的还是痛苦的、是必须的还是上帝的惩罚的那些谚语及俗语进行数量统计，就能表明农民对劳动的态度是消极的还是积极的，他们对劳动是关切还是冷漠。在估价一组特定的谚语和俗语在关于劳动的谚语和俗语总量中所占的比重后，历史学家就会得到判断农民劳动操行的某种根据。

现在，我们试对上述五个例子中将质量特征转化为数量形式的方法作一总结。实现这种转化有三种方法：计算、统计计量和把各种因素的概念化整为零。

对历史事实在时间和空间范围内重复出现的次数进行计算，乃是将质量特征转化为数量形式的最普通的方法。比如，我们计算过农民运用谚语的次数、农民骚动的次数、工人罢工的次数，等等。由于计算了被分析的事物特征的重复次数，结果，诸如对外政策、政府活动、农奴制农民对劳动的态度等许多复杂的社会现象，就有了量的规定性。

统计计量的方法相当复杂。比如，我们统计计量了农民对农奴制的态度——农民对农奴制的态度或是敌视、或是中立、或是赞成；以及18世纪俄国社会的文化水平——18世纪俄国居民的一般文化水平可以是高的、低的或者是中等的。在前一种情况下，将复杂的社会现象转化为数量形式的程序是确定农民对农奴制态度的“边界点”，即敌视、中立和赞成，并为这些“边界点”寻找数量当量——各种抗议形式的数目。

对18世纪俄国社会文化水平进行统计计量，转化为数量形式的程序就不同了。“文化”这一概念不能直接进行定量分析。因

此，我们必须首先将其“分解”为个别的因素：知识水平、教育程度等等。只有在为估价这些因素而采用某种尺度或标准后，才能用数量加以表示。

由此可见，对大部分历史现象均可从下面两个角度进行描述：或者从这些现象在时间或空间范围内重复出现的次数的角度（这时可以提问：多少次？），或者从这些现象的水平和强度的角度（在这种情况下可以提问：水平怎样或紧张程度如何？）。这样，各种现象就都能用数量形式加以表示了。

有些历史现象可以从时间延续的角度进行描述，如战争和经济危机持续的时间等等。另外一些现象则可以从空间延续的角度加以描述，如铁路的长度，产品销售市场距产地的距离等等。定量分析在所有这些场合都是较易进行的，而且历史学家们在这些场合也常乐于运用定量分析。

还有许多历史现象可从结构方面进行考察，这种结构是能用数量来表示的。如苏联的社会结构、国民经济结构、贸易结构等等。在苏联史学中，一个迫切的问题是弄清16—20世纪期间俄国农民的社会结构。如果历史学家们按照不同的标准划分农民经济集团，便可发现各集团的比例，并能在此基础上确定农业中资本主义的发展水平。

以上分析证明，对质的特征进行统计计量是非常细致而不易的，但又非常有趣并富于成效。历史学家将揭示出那些被忽视的现象的新面目。如同那些用灵巧的双手把金钢石变成钻石的珠宝匠一样，历史学家将迫使事实“显露”出其所有方面，并从中找出它们所能贡献给科学的东西。

把质的特征转化为数量形式，这要求研究者透彻了解被研究的具体历史现象，同时知道如何寻找这些现象的量的规定性。为了解用数理方法研究复杂历史现象的复杂性及高度有效性，我

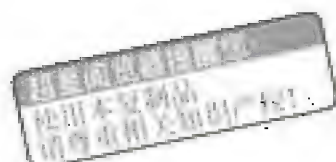
们现在来看三个实例分析：其一，分析俄国居民对18世纪粮食价格上涨的态度；其二，分析1917—1929年间最高国民经济委员会（BCHX）的活动；其三，研究16—20世纪俄国统一的民族粮食市场的发展。

18世纪的俄国人怎样看待 涨价的原因？

1767年，对全国物价猛涨感到惊慌不安的俄国最高行政当局——枢密院，曾就粮价昂贵的原因问题向全俄各县分发了一份秘密调查表，包括14个问题：“1.为什么县里歉收；2.或者为什么农民减少了；3.或者为什么县里人口增多了；4.或者为什么土地闲置而未耕种；5.或者为什么经济农奴或原寺院农奴在实行代役租后没有放弃耕地；6.或者歉收是不是因为土地耕作不良或施肥不当；7.或者牲畜中发生瘟疫是否多于往年”，等等。

各地对上述调查表所做的答复乃是经济史以及社会史方面颇具价值的史料，因为在这些答复中反映了18世纪下半叶俄国人在一个重要问题上的认识。显然，了解18世纪60年代的俄国人对物价上涨的原因这一重要问题的意见和看法，对历史学家来说具有极其重大的意义和价值，他们可以根据各地的答复，考察当时的文化、教育和科学水平，考察人们的成见以及各阶层之间的关系。此外，他们还可以从这些答复中得到大量有关18世纪中期俄国人经济、生活和风俗方面的情况。这也就是为什么历史学家屡次整理对枢密院调查表的答复。但只对每一个别的调查表内容进行定性分析的传统方法并不能使其中的资料得以完全利用。如若对调查表的答复进行统计式的研究，或从量的方面考察18世纪俄国人对物价昂贵的意见，那么历史学家就有可能获得大量有关俄

国经济及当时俄国人认识方面的信息。



对1767年枢密院调查表所做答复的原形不能进行统计研究，因为它们模糊不清，其内容也驳杂不纯。比如，阿斯特拉罕省省长对调查表前7个问题的答复如下：

1. 在阿斯特拉罕省，粮食生产质量并不高。

2. 当物价昂贵影响到粮食价格时，贵族知识分子和小商人中的许多人开始从事耕种，因为他们认为这比他们靠着自己的小额资本从事其他买卖能获取更多的利润。

3. 虽然在萨拉托夫和察里津因移民到来致使居民有少量增加，但仅此一点无论如何不该影响国家的最后结论。

4. 如上所说，如今那里的耕地增加了，但适于耕种的耕地并没有空闲，而大量的空闲地所以空闲乃是缺少耕作者所致。

5. 全省没有经济农奴，关于他们不可能有什么说的。

6. 部分由于耕地贫瘠，或由于不给土地施肥，也许很容易造成今天的物价昂贵，因为所有的耕地年复一年地耗尽了地力。在我国大部分地区，不给土地施肥，并非因为缺少粪肥，主要是因为一种古老的习惯，这乃是这一后果的最一般原因。

7. 假如瘟疫致使牲畜减少，但那里的瘟疫并未比以前更多，所以这不可能是今天物价昂贵的原因。

对调查表的答复是不明确的。原因在于：调查表开列的问题并未预先充分规定对14个问题中任意一个问题的不同答案，从而为被调查者留下了某种自由。为了能够对调查表进行统计研究，就需要把问题和答案置于可比较的同一形式中，也就是要形式化。为此需要在认真了解调查表中每一问题的材料的基础上，拟订全部可能的答案，然后再把对全部问题所做的每一答复“归入”这些答案中，最终，我们就能对各个答案进行分类和计量了。比如，“酿酒业是否比以前增多了，尤其是因为贵族不时居于

乡下,同时利用自己供职的特权而使之增加了?”,对这一问题可以有7种答案:1.酿酒业增加了,而且成为了粮价增长的原因;2.酿酒业并非物价昂贵的原因;3.酿酒业增加了,但并不是价格上涨的原因;4.酿酒业减少了;5.酿酒业仍停留在以前的水平上;6.县里没有酿酒业;7.县里没有酿酒业,因为县里没有贵族(最后一个答案是因为只准贵族酿酒)。对酿酒业问题的任意一种答复可以归入上述7种答案中的一种。对该问题的答复加以分类,得出如下结果:有25张调查表,或者说12%的调查表认为酿酒业是粮价增长的原因;有14张调查表,或者说7%的调查表认为酿酒业不是价格上涨的原因,等等。

利用上述方法对1767年调查表的答复进行加工,之后就能获得其中含有的大部分数据。此外,还可把这些数据根据内容列成图表,这对日后利用非常方便。由此,俄国人对物价昂贵问题的意见便获得了它的量的表现形式(见表1)。

对1767年枢密院调查表的答复进行的统计整理说明,按照当时俄国人的看法,粮价上涨的主要原因是歉收,74%的调查表这样认为。在18世纪60年代的俄国人看来,粮价增长的次要原因,是人口和购买粮食的人数的增多,以及与此相应的生产粮食的人数的减少($28\%+19\%=47\%$)。由此,现代人就可以了解18世纪俄国城市和工业发展的进程以及城市和工业居民的增长过程。俄国人把价格增长的第三位原因看作是人口密度的增加(15%),或者按照他们的说法,是“县里人口的增加”。最后,在对调查表的问题的答复中还指出:价格增长的原因还在于酿酒业的增长(14%)和粮食投机(10%)。

14位省督都认为,粮价增长的原因是农民玩忽职守和懒惰。对地方行政机关代表的这种说法应予保留。省督——沙皇政府在地方的支柱和地主的保护者——把农奴制农民缺乏为地主劳动的

表1 对1767年枢密院调查物价上涨原因的答复

	调查表数量(各县)	
	绝对数字	%
歉收.....	131	74
商品粮消费者数量增加.....	49	28
农民弃农从事捕鱼、经商、打零工.....	34	19
县里居民数量增加.....	26	15
酿酒.....	25	14
粮食投机.....	17	10
农民懒惰.....	12	7
教会土地世俗化.....	11	6
粮食收获量下降.....	9	5
有些耕地未能利用.....	8	4
农业技术落后.....	8	4
粮食出口.....	6	3

兴趣看作是懒惰。正因如此，应该把总督称农民玩忽职守看作是农民反抗和保卫自己不受地主剥削的一种形式。

在18世纪60年代的俄国人看来，粮价增长的次要原因是教会土地的世俗化（6%）；粮食产量下降（5%）；一些耕地未能利用（4%）；农业技术落后（4%）；最后是粮食出口（3%）。一般来说，由于被调查者同时指出了物价上涨的几个原因，因而就各个原因所做答复的总和便超过了调查表的总数。

如上所述，对1767年枢密院调查表进行统计整理，使历史学家得以发现了俄国人的概念、意见这类复杂现象的量的特征。通过对每一个互不联系、没有量的规定性的个别答复的统计，就完成了对俄国人意见的“计量”。

饶有兴趣的是，调查表作为收集材料的方法，早在社会学产

生之前便已出现，而绝不是20世纪的特权。尽管18世纪的“社会学家”不象现代研究者那样在调查方面如此细致，但他们在研究大众注意的问题时，则表现得富有技巧和机智。除上述调查表外，另外一些涉及18—19世纪的重要社会经济问题的调查表是众所周知的。为了研究对这些调查表的答复，可以运用研究1767年枢密院调查表的答复时所运用的方法。



数字中的政策

现在让我们来看看，怎样从数量角度描述1917—1929年最高国民经济委员会的活动。在苏联历史文献中，就象其他政府机关中一样，最高国民经济委员会的活动通常可以用两种方法进行研究：分析决定最高国民经济委员会每一阶段任务的正式法令；或是描述最高国民经济委员会的最主要决定。但是，通过上述两种办法并不能确保最高国民经济委员会工作的总体性。因此，还可以运用第三种方法，即对最高国民经济委员会的记录进行综合统计整理。这一方法是在20年代由中央统计局国家统计司创立的，不久便被莫斯科的历史学家B·3·德洛比热夫所运用。^①

对最高国民经济委员会活动进行统计整理的实质可归结如下：首先，将最高国民经济委员会在1917—1929年的每一份记录按照各次会议上所讨论的不同问题加以分类。如拨款、制订计划、地质勘探等。还可以把每一个这样的问题列入一个单独的卡片。然后再根据三个确定的任务对记录在卡片上的问题进行分类：1. 最高国民经济委员会职能工作研究（在这种情况下，可根

^① B·3·德洛比热夫：《对最高国民经济委员会记录进行统计研究的方法（1917—1929年）》，《莫斯科大学学报》，1965年第3期。

据所讨论问题的性质、工人的工资、安全技术、工业国有化等等进行分类); 2. 搞清最高国民经济委员会对各**工业部门**注意的程度(在这种情况下, 可按部门特征——采矿业、冶金业、食品工业等等, 将记录委员会讨论问题的卡片进行分类); 3. 确定最高国民经济委员会对**全国各经济区**工业情况注意的程度(此时可按经济区对卡片分类)。

由于做了大量耐心的工作(可以说详尽分析了近200份记录, 并在卡片上分记了约11000个问题), 从而得到了描述1917—1929年间最高国民经济委员会每年在三个方面的工作材料: 最高国民经济委员会决定的问题、它对个别经济部门的关注以及对全国各经济区的关注。所获得的材料反映出最高国民经济委员会活动的过程及其变化, 指出这一点很重要。表2清楚地显示了对最高国民经济委员会主席团第一类的记录进行综合统计整理的结果。

表2 对最高国民经济委员会主席团讨论问题的统计分类

		1917—1918年				1919年				整个 1917— 1929年 期 间
		12 3月	4 6月	7 9月	10 12月	1 3月	4 6月	7 9月	10 12月	
工业拨款 {	绝对数	30	101	72	77	33	32	14	14	826
	百分比	15.4	22.6	17.3	19.8	10.0	8.8	5.1	4.0	7.3
工业计划 {	绝对数	—	3	—	3	1	2	1	2	205
	百分比	—	0.7	—	0.8	0.3	0.5	0.4	0.5	1.8
价格形成问题 {	绝对数	2	3	10	8	3	7	3	—	113
	百分比	1.0	0.7	2.4	2.0	0.9	1.9	1.1	—	1.0
全部问题 {	绝对数	195	417	416	389	334	364	277	361	11353
	百分比	100	100	100	100	100	100	100	100	100

根据表 2 的材料，我们可以确切研究最高国民经济委员会在 1917—1929 年间对各种工业问题的注意程度以及它是怎样变化的，可以搞清楚什么问题在什么时候是特别尖锐和迫切的。

对最高国民经济委员会记录进行统计整理的结果，清楚地表明它对这一或那一工业部门以及对国家各经济地区注意程度的变化，以致据此可以明了各部门和各地区在最高国民经济委员会活动中所占的地位。

这样，不是用一般的、模糊不清的评定——“全面的”、“重要的”活动，“大的贡献”等等，不是对最高国民经济委员会工作的这种或那种事实进行简单评述，而是通过性质分析勾划出了最高国民经济委员会活动的基本趋势，然后再对其加以数量评价。对最高国民经济委员会记录的统计整理使得可以全面认真分析 1917—1929 年间社会主义工业总指挥部的活动。

实际上一切均可计量

对 1767 年枢密院调查表的答复以及对 1917—1929 年间最高国民经济委员会的记录这两个实例所进行的分析可以极好地证明：对大量非统计性史料进行统计加工是可能的。在对同一类事实、现象、“一堆语言矿石”进行统计之后，便会出色地将其变为严格的数表，史料的内容浓缩其中。这些数字可以使历史学家日后根据研究任务并按照自己的观点“支配”史料的内容。

实际上，我们可以运用计量方法研究各种最复杂的问题，只要这些问题能够归入“某一问题”之下，能分解成一些单独的问题。对统一的民族市场这类复杂历史现象的分析便是一例。

我们注意到，当说到统一的民族市场时，须注意各地方市场的密切的相互联系，正是这些地方市场组成了统一的机体和整

体。统一的民族市场源于社会劳动分工以及在此基础上国内各地区之间贸易和经济联系的发展，它是通过合并和联合国内各地的市场而形成的。我们看到，统一的民族市场这一定义在数量上是不确定的。但是，如果从中分解出一些单独的成分（因素），其中每种成份均可单独进行数量估计，那么，“市场”的概念便具备了量的规定性。

从“民族市场”概念中可以分解出五种因素：1. 劳动的社会分工；2. 国内不同地区在一定商品生产中的专业化（劳动的地域分工）；3. 生产的商品性；4. 各地区的商品经济联系；5. 价格构成。现在让我们按照其中每一因素对民族市场所具有的意义来澄清所分解出的各因素间的相互关系。“市场”概念的**主要因素**或内涵是商品经济联系。其他三种因素——劳动的社会分工、地域分工和商品生产，则对上述主要因素起**条件**补充作用，因为，没有后三种因素，国内各地区之间的商品经济联系的发展是不可能的。而价格构成，就其对主要因素的关系来说，应该看成是一种**后果**，因为一定的价格构成的形成，乃是各地区之间存在的商品经济联系的结果。

对“统一的民族市场”概念的所有因素均可进行数量估计。比如，商品工业的联系可借助于“运输的地理距离”指标从数量上加以表示，而这一指标可以用货物重量与距离的乘积得到确定。劳动的社会分工则可以借助于人口学的材料，即按照工作和职业把国家和个别地区的工作居民分类整理，从而赋予其量的形式。在某一国家的某一历史时期，职业的构成愈是复杂，那么，这一时期劳动分工的水平就愈高。劳动社会分工的另一个标志是每一个人通过私有家庭经济或者社会经济未满足自己全部需求（商品、服务等等）的比重。为出口而生产的产品的份额，或是这一地方和地区为社会需求所进口的产品的份额，则可以看成是劳动地

域分工的标志。农业、手工业和工业的商品性质则是“商品生产”因素的明显标志。对地区的价格构成，我们可以通过两个标志来描述：地方市场价格波动的协调一致程度以及这些价格统一的程度。

这样，“民族市场”的概念最终得以“分解”成了一些单独的、其中每一个均具有量的规定性的因素。通过对“民族市场”的这些单独的因素进行统计计量，我们就可以运用计量方法来分析市场。

我们在考察一个具体事例时，一般是尽可能使复杂的概念具有量的规定性。程序分以下四个阶段。在第一阶段，研究者要确定研究的对象并使其具有确切的定义。这一阶段可称作概念分析或是**理解分析**。在第二阶段，研究者要将这种被明确的研究对象“分解”成各种因素或成分。研究者须通过逻辑途径——基于经济学或社会学的理论——提炼出这些因素并考察它们在实际中的相互联系。被提炼出来的诸因素的总和可以提供被研究现象的**系列标志**。各种因素的数量依某一被研究对象的自然属性和复杂性而变化，而且这些因素可能有许多。因此，在程序的第三阶段，研究者着手对在第二阶段提炼出的各种因素进行分析和精选，以备以后利用。为此目的，研究者需要根据各因素与被分析的对象（这里指的是市场）的关系程度，在各个因素之间确定某种比例关系以及一定的从属关系。最后，在第四阶段，研究者就可以对精选出的各因素进行个别**计量**了。

把一个复杂概念转化成量的形式的全部程序，其实质在于，要从这一概念中区分出一些可以用数量表示的因素，而后对其进行计量以便于日后运用数学方法。

现在，我们试做一下总结。在历史研究中，数学方法仅仅可以用来研究那些可用数量表示的材料。但是，历史学家所要分析

的大多不是量的特征，而是要分析那种没有通用或规范计量标准的质的特征。因此，将质的特征转化为量的特征，乃是利用数学方法进行研究的必要前提。实现这种转化有三种方法：计数，对质的特征进行统计计量，以及把一个复杂的概念分解成一些单独的因素。通过**计数**，研究者可以得到被分析特征在时间或空间重复的频率（比如对枢密院调查表及最高国民经济委员会记录的研究）；通过**计量程序**，被分析的特征就有了在一定范围和尺度内的量的表现形式（如对农民对农奴制的态度以及阶级斗争紧张程度的计量）；可以借助于计数或统计计量把一个复杂的概念**分解**成各种因素，从而使每一因素具有量的规定性。有时，一些因素还可以直接用数表示。

必须强调指出，对某一历史的具体的质的特征进行统计计量，这主要不是一个数学问题，而是一个**逻辑历史**问题，因为质的特征转化为数量形式首先有赖于被研究现象的内容和质的规定性。因此，在很大程度上，历史学家所提出的计量标准乃是对该现象进行富有内容的、本质的具体历史分析的结果，而不是进行统计或数学分析的结果。这也就是为什么历史学家常常必须根据被研究现象的本质来**想象**并设计反映这一现象本质的标准。因此，尽管对质的特征进行统计计量是按照一定法则进行的，但它却是一项创造性的工作。

“算一算，这在哪里是可能的？”——19世纪英国著名心理学家弗朗西斯·高尔顿的这一警句应该引起历史学家的注意。也许不必逐字逐句地听从他的这一呼吁，即不必象高尔顿那样，坐在教室里，计算教室里的咳嗽声和骚动不安（高尔顿以这种办法估价学生的注意程度）；散步时，计算在路上遇到的女人中有多少是漂亮的，有多少相貌平平，有多少完全不漂亮（高尔顿用这种方式为英国《美女肖像》杂志收集材料），等等。但是，算一算是需要的。如果

历史学家都能更多地算一算，那他们在研究工作中的成绩必将更大。

怎样的材料是准确的

但是，表现为数量形式的材料的存在，并不能保证它们的可靠性。因此，研究者应仔细检查这些材料的“可靠性”。对这些材料进行检查的结果几乎总是暴露出收集到的材料有许多缺陷。只有在检验之后，历史学家才能决定是否可以在这些材料的基础上进行分析。考虑到这一点，历史学家必然要提出问题：一般来说，什么样的材料可以认为是准确的？由于要用数学方法研究以数量形式表示的材料，所以，我们在分析统计材料时应反复考虑这一问题。

“什么样的材料可以认为是准确的？”这一问题不可能绝对明确地解决。既然对可靠性的要求是随时间发展而增长的，而后来出现的材料的准确性通常又是比较高的，所以材料的准确性只能是相对的、历史的。

就准确性而言，历史科学的材料与其他学科的材料相比，既有共同点，也有特殊性。共同点是：因为观察错误或片面，或者因为选择错误和缺少一些明确的定义和分类，有关被研究现象的原始材料在准确性方面有不可避免的误差。这类误差与**科学发展的水平**有关。

历史统计材料中的特殊性则在很大程度上与其社会、经济性有关。特殊性可以归纳为以下三个方面：1. 时间和地理范畴的延续性；2. 收集和传布材料的人寻找材料的动机；3. 这些材料大多是私人或政府活动的副产品，而非事先计划实验的结果。以上列举的历史统计材料的特殊性，在很大程度上还是由历史科学本

身的特点决定的，因为历史科学是研究过去多少年的事件，这就降低了历史材料的准确性。现在我们来详细谈谈历史统计材料的特殊性。

如果历史统计材料能够跨越长久的时间和广阔的空间，那将是特别有益的。因此，历史学家通常总是努力将那些在时间或空间范畴属同一类现象的材料统一起来。如每10年、50年、100年、200年或更多年间的粮食价格、收成、贸易额、居民生活水平、农民赋税数额，在某一地区或全国范围内农民骚动的次数等等。但是，当统计数列具有很大的伸缩性时，则构成这一数列的材料一般是非同类的。因为，这些材料是根据不同的方法和分类，根据不同的手段和由不同的人收集并自然形成的。通常，历史学家难以知道不同时期的统计材料是怎样获得的，以及能在多大程度上保证这些材料的可比性，这就愈发加强了材料的非同类性。

历史统计材料的第二方面的特殊性在于，这些材料从属于社会经济范畴和人的活动，从而直接涉及他们的利益。因此，与自然科学的材料不同，社会经济统计材料常常被有意伪造。由于收集或传布材料的人总要隐瞒或歪曲某些材料，因而产生了材料的虚伪性。这样做的动机可能各不相同：有的是为了减少税收而使政府机关产生误解；有的是为了粉饰太平或欺骗竞争者；有的则是想利用收集到的材料来论证某种政治目的或是论证自己建议的正确性等等。但无论是收集材料的人还是传布材料的人，他们对准确性的利害关系都无条件地反映在这些历史统计材料中。

在按照两种不同的原始材料整理出的有关1900—1908年德国罢工运动的统计材料中，我们可以清楚地看出社会学统计的偏颇。

由以下材料可以看出，对同一现象，统计数字大相径庭。根据工会的材料，工人们自卫比进攻多；而根据在官方统计材料中

	官方统计 (%)	工会的统计 (%)
进攻性罢工.....	87	53
以工人胜利而结束的罢工.....	20	52
以工人失败而结束的罢工.....	43	27
带有妥协结果的罢工.....	37	21

反映出的企业主的意见和看法，工人们主要不是自卫，而是提出不合理的要求，即进攻。从工会的观点看，大部分罢工是工人取得了胜利，而在企业主看来，则工人在大部分罢工中遭到了失败。

历史统计材料的第三个特殊性与下面这种情况相关，即这些材料几乎总是被某一位收集人事先准备好了。历史学家并未参预这些材料的收集工作，更没有检验过这些材料的质量。因此，研究者常常既不知道对那些原始材料进行收集和整理的方法，也不知道收集这些材料的条件。结果，对在历史学家之前形成的资料的准确性和可靠性进行估价便遇到了无法克服的困难，因为历史学家不可能重复收集材料的过程，以便提高或检验这些资料的质量。

从上述历史统计材料的特殊性中我们可以看出，历史统计材料不可能**绝对准确**。的确，在历史学家或经济学家对保存下来的统计材料的可靠性进行检验之后，他们就会发现，某些材料在某种程度上是不准确的。比如，对19—20世纪初俄国粮食收获量的统计的检验表明，省长们的报告降低了收获量。而在农业司的统计材料中，收获量则又过高。对19世纪俄国对外贸易官方统计材料的准确性进行估价后，人们得出的结论是，贸易额被过分降低了。一些著名的统计学家，如A·A·拉齐格、M·A·西里诺夫、A·

福尔图纳托夫、B·И·波克罗夫斯基等人均曾指出过，在19—20世纪初的各种史料中，涉及农业、财政和其他许多问题的统计材料歧异甚大。

资料不准确是各国统计的特征。比如，西方著名经济学家O·摩根斯特就曾估价过20世纪发达资本主义国家经济统计材料的准确性。他对有关对象的不同原始材料进行了耐心比较，从而得出结论，原始材料中出现的误差，在对外贸易方面达16%，在价格方面则达100%，在采矿工业中达31%，在农业中达50%，在就业方面达30%，在失业方面达50%，在国民收入方面达50%。^①

由于原始统计材料中存在着不可避免的误差，因而产生了一个问题：在人们继续整理、总结或归纳材料时，材料的误差是否依然存在或是否相互抵消了呢？

一些研究者指出，随着统计材料数量的增大，大部分误差的影响趋于减少，因为在很大程度上，人们得出的某一结论是指相当长的一段时期，原始材料在一方面的误差会被相反一方面的误差所平衡，也就是这些误差相互抵消了。与此相反，另一些研究者则认为，实际上，所有原始材料的误差是累积起来的。

但须指出，上述两种观点都是极端的，它们不符合在归纳材料过程中各类原始材料出现误差的实际情况。问题在于，原始材料中不可避免的误差并不是必然的，而是偶然的，非从属的，某一项误差并不必然引起另一项误差。由于在原始材料中存在着偶然的误差，对这些材料的实际估价便会时而过分夸大，时而过分贬低。所以，原始材料中的误差不可能在归纳过程中积累起来。但这些误差也不可能完全相抵。因为第一，一项误差有可能附着在另一项误差上；第二，各类误差不可能是相等的。原始材料中的

① O·摩根斯特：《论经济统计考察的准确性》，莫斯科1963年，第164、174、187、198—199、211、243页。

误差具有偶然性和非从属性，这就使误差既不可能累积起来，也不可能完全相抵，而只能是逐渐减少。原因在于，一定数量的各不相关的事件共同出现的概率(从概率论的角度看，误差恰好是表现为互不从属的各种偶然事件)等于这些事件全部概率的乘积。^①比如，如果由于不正确的计算而过分夸大材料的概率等于0.5，由于收集资料的人的利害关系而过分夸大材料的概率等于0.5，由于传布材料的人的利害关系而过分夸大材料的概率等于0.5，那么，所有误差的概率累积就将是： $0.5 \times 0.5 \times 0.5 = 0.125$ 。现在，我们可举一个研究者在具体历史研究中整理和归纳统计材料的事例，用以说明上述有关个别误差的普遍原理。

在研究18—19世纪粮食价格史的过程中，我们发现，为确定平均价格而对原始资料进行整理，结果往往会出现歪曲真正价格的倾向。平均价格的最大误差——由一项误差加上另一项误差而得出——等于下面7种误差的总和：1. 县内价格由于缺少全月价格的材料而与粮价的误差为0—5%；2. 省内价格由于缺少各县的价格材料而与粮价的误差是5—8%；3. 由于对粮食质量估计不正确而与粮价的误差是5—10%；4. 由于对价格估计错误而与粮价的误差为0—5%；5. 由于实物(量或重量)欠准确而与粮价的误差为3—5%；6. 由于未能完全准确地将批发价换算成零售价而与粮价的误差为1—4%；7. 由于未能完全准确地将零售价换算成金卢布而与粮价的误差为1—3%。由此，全部误差的总和就有了一个很高的数额，即偏离真正粮价15—40%。但是，出现这种最大误差的概率却是很微小的。如果每一误差的概率不超过0.5(因为误差是偶然的，它有可能发生，也有可能不发生)，那么，误差概率的累积就是： $0.5 \times 0.5 \times 0.5 \times 0.5 \times 0.5 \times 0.5 \times 0.5$

^① Б·В·戈温坚科、Б·В·辛钦：《初等概率引论》，莫斯科1964年，第31页。

$=0.008$ 。因此,在推算省内价格时,发生偏离真正价格15—40%的误差的可能性不会超过8%。而发生偏离真正价格40%的误差的概率还会更小,因为,每项单独误差是最大的,其概率将小于0.5。实际上,最大误差的可能性就被排除了。

按照上述推理,那么,在对档案和期刊中的原始材料进行归纳时所得出的一般平均价格,与真实价格的误差通常不会超过10%。

由于原始材料不准确,况且,在对这些原始材料继续整理时也不会减少这种不准确性,所以,在历史研究工作的实践中,不能不认为那些由研究者支配的、常与实际偏差在20%以内的统计材料是好的材料。

这一结论不应使历史学家们丧失信心,因为,在自然科学中有关被研究对象的材料也并不绝对准确。比如在现代物理学中,那些拥有最新电子设备的学者们进行的测量,其准确性一般为10—50%,而且,这还是在一切都能加以测量的情况下。从整体来说,在物理学的测量中,准确性达到10%就被认为是很好的测量了。

显然,20世纪以前各时代的历史统计整体上不够准确,因为当时统计资料收集和加工的手段远不够完善。但是,这一结论只是泛泛而言才是正确的,因为在统计资料的“年龄”和准确性之间并不存在直接联系。许多资料取决于材料本身、收集材料的方法,甚至是对它们进行加工和保存的具体特性。如15—17世纪的税册(古罗斯人口地亩税的登记簿——译注),在许多研究者看来,它包含的材料是如此准确,甚至超过了19世纪许多官方统计材料的准确性。

历史学家对统计材料可靠性的要求往往过高,他们总是认为,如果误差达到10—20%,那就该放弃分析所发现的材料。但

这样一来，一般就要放弃研究有关我国过去的大量统计资料。在苏联历史学家的研究实践中，还有另外一种倾向，这就是有相当多的人认为可以且需要利用所有的统计资料。但是，走这条正确的道路必须极其谨慎，同时采用各种可能的办法，包括用数理统计的方法，来估价历史学家所要运用的材料是否可靠。

第二章 怎样小中见大

(历史科学中的抽样法)

象世界一样古老的方法

研究不太久远的过去或现代社会的研究者们经常能发现，有些资料是他们完全无法加工整理的。因此，这些研究者常常因为不知道选择什么样的资料更好而陷入窘境。而那些研究久远过去的历史学家则更为经常地感到缺乏必要的材料。而且，历史学家所研究的年代愈是久远，他就会感到资料愈是短缺。结果，这类历史学家常常不得不根据仅存不多的史料再现各类事件的进程，或是根据偶然保存下来的材料描述某种复杂的社会经济现象。历史学家扮演的这一角色，颇有些象残破艺术品的修复匠，他们象后者一样常处于彷徨不决的痛苦之中。

由此，历史学家们便会经常面临以下两种选择：要么根据仅存不多的材料获得广泛而确实可信的历史画面，要么从大量资料中选出起码数量的材料，以此作为全面估价所有现象的根据。如果借助于数理统计中经过良好锤炼的抽样法，历史学家将能够使这两个问题得到完好解决。

抽样法即在对大量同类客观现象进行研究时，以局部研究代替全面研究，同时保证在结论中不出现重大错误——这种思想

“大概就象人类自身一样古老，或许在人类之前便已存在了。因为，从一系列低等动物的习惯来说，它们总是预先尝尝提供给他们的一部分食物，然后根据仅仅品尝到的部分食物而舍弃其余的”^① 在古埃及和古希腊，抽样法思想曾被用来研究经济现象。而在17—18世纪的俄国，为确定全部收获量的多少而在验测收获量和净粮量方面也运用过这一方法。^②

历史学家对抽样法思想并不陌生。当他们不得不利用极少量从过去保存下来的资料，或相反，当他们仅限于对大量材料进行局部研究时，实际上他们就是在利用抽样法，尽管不是在严格的数学基础上。甚至有些历史学家常常把局部研究称做抽样研究法。

“抽样”研究法的称谓很好地揭示了这一方法的涵义，亦即从大量的资料信息中进行选择。但是，由于历史学家在各种局部研究中广泛运用“抽样”这一术语，从而使之认为：抽样法并非专门的、特殊的方法，它不是数理统计的方法，而是历史学家在研究大量史料时所运用的一般的、广为流行的方法。这一不正确的观念很有可能要影响抽样法的正确运用，影响在所有范围内按照所有要求和条件运用抽样法。

巧合虽不可靠，但却慷慨

为使局部调查被认为是抽样研究法在数学统计意义上的运用，必须遵守一个条件，即局部调查的对象应该是随机选出的，或抽签或凭机遇。无论多么离奇，抽样法就是要利用那些常常是不

① Д·У·莱赫曼：《统计应用》，莫斯科1969年，第201页。

② А·库利耶夫：《抽样研究的产生及其在俄国的第一次尝试》，载《统计学报》，1927年第1—4期。

可靠的“意外巧合”。利用“意外巧合”将使我们得到很多东西。那么，“意外巧合”是怎样帮助研究者的呢？

把抽样调查的结果普遍用于所有被研究的对象，或是根据部分估价一个整体时，研究者不可避免地要犯某种错误，即象数学家所说的**代表性错误**。但是，在这一错误表现为**偶然性错误**或误差的条件下，人们可以**预见**这一可能的错误的大小。而只有当被研究对象是随机选取的时候，才有可能出现偶然的抽样错误。对偶然的抽样错误进行预见——主要是在分析选取的材料时——是以概率论为基础的。因此，总的来说，抽样法的根据就是概率论。

抽样的随机性是指：在抽样过程中没有任何成见，并遵循使总体^①中每一因素有均等可能性成为样本的原则。要使样本成为真正随机的，只有以这种方式从总体中抽样：总体中的每一因素都有**均等机会**被抽取，除巧合外，其他任何因素都不能影响某一因素是否中选。因此，随机性更多的是直接与抽样过程和抽样设计，而不是与样本本身相关。只有当总体中每一单位都有均等机会被抽取时，样本才是随机的。为保证这种机会均等所采取的预防措施应有尽有，只是偶然性除外。因为，研究者总是特别小心，以保证不让任何一种偶然性破坏抽样的随机性。

如果历史学家是从含有众多材料的总体中抽取数据，那么，可以借助于抽签和随机数字表来保证抽样的随机性。比如，**抽签**，就是从认真均匀混合好的一付牌中抽取编好号码的卡片。利用**随机数字表**——它们有可能同时存在几个，而且是以不同的方法构成的——抽样，则是要选出那些顺序号码与数字表中列出的数目相吻合的数目。

下面我们从一个含有10400个四位数的数表中举出20个数：

① 总体是指那些可以从中选出某些部分以供研究的客体。

3992	9792	7979	5911
1545	1396	7203	5356
3408	2762	3563	1089
1112	6107	6008	8126
1405	9025	7002	6111

如果人们决定要从假定由7000个单位构成的总体中选出10个单位，那么在把这7000个单位编号后，研究者就可根据数表选出10个不超过7000的数。结果，按照顺序号码被选中的单位如下（按数表中的先后排列）：3992， 1545， 3408， 1112， 1405， 1396， 2762， 6107， 3563， 6008。

当运用抽签或随机数表抽样，亦即运用**简单随机抽样**不能达到目的时，人们还常利用其他抽样方法，诸如机械抽样法（又称系统抽样法）、典型抽样法（又称分层抽样法）以及聚点抽样法（又称整群抽样法）。

机械抽样，就是把总体分解成许多相等的部分，并从每一部分中抽取一个单位。实际上，这一办法是通过抽选带有一定顺序号码的单位实现的。比如，人们可以抽选第一、十一、二十一等等单位，当然，也可以抽选根据抽样间距而定的其他号码。

典型抽样法或分层抽样法是指，按照某种特征把总体分成若干典型的组，然后从中或随机或机械地抽选若干单位。比如，作为研究对象的领土，可以分成社会经济条件和地理条件各不相同的若干地区，之后再从每个地区中抽选一些单位做样本。在这样做时，可以与每一典型组的数目成比例地抽选，也可以不按比例抽选。但按比例抽选更好一点，因为它能使结果更准确。

在进行**聚点抽样**时，随机或机械抽选出的不是总体中的各个单位，而是其中可以进行充分调查的若干组或群。比如，被调查的不是单个的农民经济，而是整个村庄或庄园。

在计量时运用哪种抽样方法，这取决于被研究对象的属性，因此必须预先了解研究对象。

当抽样对历史学家来说是自然形成的，换句话说，当历史学家把从远古保存下来的材料看成是准备好的抽样时，计量过程就大为复杂了。在这种情况下，要求研究者证明自然形成的抽样是随机抽样。因为，并非每个自然形成的抽样都是随机的。如果历史学家得到的材料，在其收集和保存过程中具有人为性并有很多偏颇，那么随机原则就遭到了破坏，抽样也就不能具有代表性和带来十分可靠的结果。

只有我们能确切知道，取舍任意一部分材料均不与收集和保存材料的人的利益相冲突时，只有当我们的祖先在为保存而选择各类文件过程中不依历史学家调查的特征而确定选择范围时，我们才能确认，所保存下来的资料是随机抽样。我们说，如果研究农民状况问题的历史学家发现了农户的记录，其中部分得以保存下来是因为字迹牢固，那么适于利用的部分记录就可视为随机抽样。如果保存下来的记录只是在丰收年或歉收年形成的，那么保存下来的材料就不能被认为是随机抽样，因为这些材料得以完整保存下来完全是取决于历史学家所研究的特征，即取决于农民的地位与收成的密切关系。

抽样方法与价格革命

现在，让我们来看几个利用抽样方法进行历史研究的具体实例。首先，我们必须确定一下各种统计量的重要术语：算术平均数、众数、中位数、方差（又称离中趋势——译注）和标准差。

算术平均数（ \bar{x} ）是表现一类同质社会现象数量特征一般大小的概括指标，几个数值之和（ $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ ）被 n 除，所

得之商就是：

$$\bar{x} = \frac{\sum x}{n}$$

众数是指总体或统计数列中发生次数最多的数值。

中位数是指在一个按数值大小排成的数列中位置居中的那个数。

方差是变量序列中指标波动的标志，在总体中记作 σ^2 ，在样本中记作 s^2 。方差乃是变量数列全部指标的数与这一数列的算术平均数之差的平方的平均值。用下列公式表示：

$$s_x^2 = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n}$$

方差的平方根称做标准差：

$$s_x = \sqrt{\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n}}$$

在苏联历史编纂学中，抽样法已被用来分析18世纪俄国粮食价格的运动。研究价格的迫切性在于，如果不研究一般价格，特别是粮食价格的历史，国家经济生活史中许多有重大学术价值的问题，诸如居民生活水平的动态、国民收入、劳动生产率与国家预算、经济形势、政府贸易政策和其他一些问题，就不能在高度科学的水平上得到解决。因为，如果不考虑价格的变化，那么对不同时间和不同国家的各种经济指标进行比较就将失去可靠性。比如，人们在文献中断定，18世纪下半期对外贸易周转额用货币计算增长了5倍^①，而农民的贡赋和租税增长了2—3倍^②。但是进行上述统计的研究者们并未考虑价格的增长。如果考虑到价格增长因素而修正这一结论，则实际的变动大不相同：对外贸易周转额

① H·Л·鲁宾施坦：《对外贸易和俄国商人》，载《历史札记》，1955年，第54卷，第346页。

② 《苏联史纲。封建时期。18世纪下半期的俄国》，莫斯科1956年，第54—55页。

只增长1倍，贡赋和租税只增长0.3倍。

研究18世纪粮食价格的中心任务在于确定各个省、地区以及全俄国在18世纪每一年的平均价格，并揭示一个世纪内粮食价格的浮动状况。但是，在研究了保存在苏联所有中央档案馆及44个州的档案馆中的史料之后，人们发现构成18世纪俄国各城市系列价格表的材料是不足的。比如，1708—1717年间拥有黑麦价格材料的县的数目如下：1708年有36个县，1709年有34个县，1710年有28个县，1711年有35个县，1712年有30个县，1713年有33个县，1714年有35个县，1715年有30个县，1716年有33个县，1717年有31个县。

在18世纪的100年中，只有1744—1773年和1796—1801年，即总共有36年保存了俄国大部分城市的价格材料。但即便是在这些年内，也感觉到某些地区的材料有所不足。

在收集并整理保存下来的有关粮食价格的材料之后，便出现了两条继续研究的途径：1.在不超出所收集到的价格材料所规定的范围的条件下，详细分析价格运动；2.尽管有疏漏，但还是可以揭示出全俄国价格运动的概貌。在前一种情况下，历史学家为材料本身而分析收集到的材料；而在第二种情况下，收集到的材料则是作为能反映整个“价格世界”的一面小镜子。不懂数学的研究者会走第一条道路，而懂得数学的研究者则倾向于走第二条道路。既然读者已经懂得数学或者想了解数学，那么，我们就请他走第二条道路。

由于为获得18世纪俄国粮食价格运动的一般概貌所需的资料是不齐全的，因而必须运用抽样法。我们将把保存下来的特定一年内粮食价格资料的总和看成是样本。这样，我们就有了自然形成的样本。而总体不是别的，正是所有保存下来和未保存下来的有关该年粮食价格的资料。根据样本数据，我们就能对总体进行判断了，换句话说，我们研究收集到的价格资料，不是为了这些

资料本身，而是将其视为一个能带来结果的试验组，如果我们能够发现有关价格的新史料，那就将**证实**这一结果。

抽样结果的准确性取决于抽样的数量和被研究特征的波动幅度。参加抽样的价格材料愈多，俄国各城市价格的波动幅度愈小，那么，根据保存下来的抽样材料而得到的俄国粮食价格运动的概貌就愈准确。虽然每种抽样都会带来偶然性错误，但这一错误的大小总是可知的。

由于有关18世纪俄国粮食价格抽样材料的数目已由保存下来的价格资料的数量所规定或给定，因而价格波动幅度将是决定抽样准确性的主要因素。价格的波动幅度可以依据以往的研究而预知，也可从抽样材料中获得。就象任何抽样一样，我们的抽样应符合两个要求，即具有代表性和随机性。**代表性**要求抽样足以代表总体的特征；而**随机性**则要求样本必须由各个偶然中选的单元构成。两个要求并不矛盾，因为代表性是由抽样的随机性予以最终保证的。因此，在完成价格材料的收集后，运用抽样法进行研究的史学家还必须要检验一下自然形成的样本是不是**随机的**。

如果了解18世纪价格资料收集和保存的程序，就可以有信心地说，在价格资料收集和保存过程中没有任何人为性。几乎每一年的价格资料都是由省长或总督办公室呈送给中央机关，在实际利用期限过后，这些资料通常就被存档。然而，并非所有在18世纪收集到的价格资料都能传到现代历史学家手中，原因不外是在19—20世纪期间，许多卷宗或是整个档案遭毁。但显而易见，档案材料被毁并不是按照一定的计划进行的，而是自然的。因此，保存下来的材料就是随机抽样。

为了最终确认保存下来的18世纪粮食价格的材料是随机的，我们可以利用一种检验随机性的专门方法，比如**符号判据法**。为此把某一年内以戈比计算的每个县的粮食价格材料按其在史料中发

现的先后顺序列成一个序列。然后,再用每一个县的粮食价格减去前一个县的价格,相应的差或正(+)或负(-)。结果,我们就会获得一定数量的正号和负号。如果具体价格之间的差是随机的,也就是抽样是随机的,则正号与负号的数目应大抵相等。因为在所有保存的材料为偶然的条件下,各县的价格之间正负差的重复次数应是相等的。比如,在1708年,对各县的价格进行计算之后,正号数为15,负号数为16。因此可以断定抽样是随机的,因为我们从一个专门的表中得知,为确定在36个单位中抽样是随机性的,必须是正号数在12到24之间波动(见表3)。

表3 用“符号判据法”检验1708年抽样的随机性

县	价格 (戈比)	差数 符号	县	价格 (戈比)	差数 符号	县	价格 (戈比)	差数 符号
1	40		13	43		25	36	-
2	43	+	14	35	-	26	50	+
3	40	-	15	40	+	27	30	-
4	80	+	16	30	-	28	24	-
5	74	-	17	36	+	29	25	+
6	40	-	18	50	+	30	40	+
7	55	+	19	30	-	31	32	-
8	42	-	20	29	-	32	30	-
9	42		21	45	+	33	20	-
10	50	+	22	40	-	34	30	+
11	40	-	23	42	+	35	25	-
12	43	+	24	40	-	36	32	+

对保存下来的18世纪中其他年份的价格资料的随机性进行检验,结果证明在1708年的材料基础上得出的结论是正确的。

总之,所保存下来的有关18世纪各年粮食价格的材料都是随机的,而专门的检验则表明,它们是从属于正态分布的。接下来

我们只需再确定一下具体的**抽样型式**，以便更加适当地解决我们所提出的任务，即获取全俄国和个别地区的平均价格。

如您所知，有三种抽样方法。考虑到我们不仅要知道全俄国的平均价格，而且想知道地区的平均价格，甚至对在俄国领土上能划分出一系列地区——在这些地区中各个县的价格某种程度上是相同的——也感兴趣，因此，适宜运用分层即典型抽样法。按照这一抽样方法，历史学家找出的价格材料是按俄国的各个地区分布的。这些同时抽取出的材料在根据地区数目构成一些小样本的同时，也构成了一个大样本。适于运用分层抽样法的原因恰恰在于，这一方法出现偶然错误的机会少于非分层抽样法。

根据粮食价格分层，最好是依据绝大多数县在任意一段时间或中常收获年的材料进行。在1744—1753年间和1796—1801年间就有这类价格材料。对各个县、省进行分组所依据的是18世纪末的行政划分，这次行政划分之后，俄国被分成了10个地区。

在分层之后，我们就可以着手根据抽样材料来确定10个地区中每一地区的粮食平均价格，并据此确定每一年全俄的平均价格。

最后，在研究工作的最后阶段，必须搞清楚根据抽样材料算出的粮食平均价格在多大程度上能与历史学家根据每一年的粮价材料所能得出的、真实的平均价格相一致。换句话说，必须确定**可能**出现的抽样错误（一般来说，错误可能出现也可能不出现）以及真正的平均价格**必然**位于其中的置信区间。

抽样错误（ μ ）可以用下面这一简单公式求出：

$$\mu = \frac{+s_x}{-\sqrt{n}}$$

其中 μ 是抽样的平均误差， s_x 是样本的标准差， n 是样本的数目。

对于一个观察在30次以上的抽样来说，置信区间可以按这一

基本公式确定： $\pm 1.96\mu$ 。

在做了相应的计算之后便可断定：在欧俄，1708年黑麦的真正平均价格是围绕40戈比这一抽样平均价格上下波动3戈比，因而是在37—43戈比之间。这一结论的置信度为95%，就是说，如果在1708年内又在36个县中的每一个县做100次其他抽样，那么只会有5个新的样本其真正平均数值会超出上述范围。人们可以用类似的方法算出1708年10个地区的平均价格和置信区间，算出18世纪其他各年内全俄及各地区平均价格和置信区间。

综上所述，由于运用了抽样法，我们便得以确定俄罗斯10个地区的平均价格以及18世纪内每一年全俄的平均价格，并在此基础上揭示一个世纪中俄国的价格运动。真正情况是：在18世纪粮食价格增长了4.7倍。这意味着俄国在18世纪发生了价格革命，它比西欧晚了150年，但对俄国社会经济和政治生活的各方面产生了重大影响。在18世纪，特别是在价格革命的影响下，俄国的商品货币关系迅速发展。地主经济从自然经济转为从事出口的商品经济，劳役租制得到扩大和加强，耕地面积有了增长。价格革命在俄国产生的另一个重要后果是出现了国家预算的经常性赤字，形成了国债，由此而发生了对农民创造的剩余产品进行有利于地主的再分配。这一再分配的原因根源于国家贡赋的增长落后于价格的增长和地租的增长。正如我们看到的，借助抽样法分析18世纪俄国粮食价格的结果证明：研究和利用这一方法所付出的劳动和时间是完全值得的。

19世纪上半期农民状况恶化了吗？

苏联历史学家И·Д·科瓦利琴科在研究19世纪上半期农民经济状况时遇到了这样的任务，就是要将在分析自然保存下来的

抽样材料时得出的结论推及于所有被研究的现象。^①

历史学家很清楚，在俄国从封建主义向资本主义过渡时期，农业史上一个最富争议的问题是：这一时期农民经济状况及农民地位在朝何种方向变化，变化的程度如何？部分研究者认为，在农奴制时代后期，基本农民群众的地位严重恶化了。另一些历史学家则认为，农民的地位并未严重恶化，因为地主的切身利益要求使农民经济保持在一定的中等水平上，当然这是为了自私的目的。由于这两种结论所依据的材料，要么是与个别地主的看法有关，要么就是基于并不特别准确的一般的官方统计数据，因此，上述两种结论均受到了第三类历史学家的怀疑。

由于缺少大量并且准确的关于19世纪上半期地主农民经济状况的材料，以致很难对农民的经济状况做出判断。这类材料一般保存在农民经济的户籍登记簿中，这种登记簿是在农民代表的参与下，由地主或其管家编写的。在这种登记簿中记载着每个农户拥有土地、劳力、牲畜、粮食等方面的情况，这使历史学家可以考察农民的地位及其经济状况。但是，19世纪上半期保存下来的农户登记簿的数量与地主地产的总数相比是不多的。曾经发现了3000份登记簿，包括由5万个地主庄园组成的200份地产的情况。然而，重复登记——对同一个庄园进行两次或两次以上的记载——的材料只涉及40个地产，而且在年代上也总共只包括25—30年。因此就产生了一种选择：或是根据所保存的材料得出一些有关农民经济水平动态的概括性结论，或是只限于叙述个别地主地产中的农民状况。

И·Д·科瓦利琴科选择了第一条道路，利用抽样方法进行研

① И·Д·科瓦利琴科：《对19世纪俄国农民经济抽样材料进行数学统计整理的尝试》，载《莫斯科大学学报》，1966年第11期。

究。首先，他证明了自然保存下来的材料可以认为是随机抽样，因此，这些材料可以成为揭示农民状况及其经济状况的概括性指标的基础。然后，他根据所保存的200份户籍登记簿的材料，确定了农民经济的重要指标：1800—1830年和1831—1860年间，在黑土地带（中央黑土地区和伏尔加河沿岸）和非黑土地带（工业中心和西北俄罗斯）两个地区中每一地区拥有的土地、牲畜等。在这之后，作者又计算出一个置信区间，亦即判别中央俄罗斯地主农民经济状况、农民处境及农民分化性质的不同指标的上下限。结果表明，1831—1860年与1800—1830年相比，农民总共拥有的牲畜在黑土地带下降了3—8%，而在非黑土地带下降了10—12%。而劳动力、播种面积、收成也出现了类似情况。这样，由于运用了抽样法而最终查明，在19世纪上半期，俄罗斯地主经济及农民经济水平具有下降趋势，而农民的处境则是趋于恶化。

根据所保存下来的抽样材料来确定农民经济状况的概括性指标，这亦有助于解决其他重要问题。如果发现19世纪上半期农民中贫困阶层、中间阶层和富裕阶层的数量比例发生了变化，中农减少而贫困农民增加，这就证明了当时发生了农民社会分化的过程。

最后，在И·Д·科瓦利琴科的研究中还表明，他在分析户籍登记簿这类可靠史料的基础上揭示出的农民经济发展趋势，与官方统计，首先是与省长报告所描述的概貌相吻合。这种吻合使我们有理由认为：全部官方统计勾画出的19世纪上半期农村经济发展的概貌是可信的。确认官方统计资料可信，这具有重要的科学意义，因为关于农奴制时代俄国社会经济发展的大部分材料均保存在这类统计中。

如上所述，运用抽样方法使我们可以揭示出农民各社会集团拥有土地、劳力、牲畜以及各个地区农民分化的性质和进程的一

般概貌，并在此基础上详细分析农村中封建生产关系解体及资本主义关系发展的过程，这比在历史研究中对历史统计材料进行一般的、传统的分析要更深刻、更全面。

以上考察的实例令人信服地证明，运用抽样方法分析自然保存下来的历史统计材料是非常可能的：第一，它可以使历史学家根据抽样材料分析被研究的现象和过程，从而做出一些可靠的**总结**；第二，运用这一方法可以避免出现**缺少根据**的结论；第三，它使得在可比材料缺少或不足的情况下，有可能研究各类现象的**动态**，关于运用抽样方法进行研究的第三个方面具有重要意义，下面较为详细地进行论述。

在运用**传统的**分析方法揭示历史进步进程时，必须具有关于**某一研究对象**的不同时期的材料。而所保存下来的可比材料通常大大少于每一时期存在的整体材料，这就使历史学家不得不缩小了自己的史料学基地，同时只能根据可比材料而不是整体材料得出关于事件进程的结论。利用抽样方法则使历史学家有可能通过统计所有保存下来的资料研究事物的进程，由此所得出的结论不仅是综合性的，而且更加可靠。比如，在分析18世纪价格动态的事例中，任何一个城市、一个省都没有百年内每一年价格的充足史料，而在分析19世纪上半期农民状况变化的事例中，也只有20个可以对比的地产。在前一种情况下，如果按照传统方法分析统计材料，则不可能得出粮食价格运动的一般概貌；而在第二种情况下，得出有关事件进程的结论所依据的只是受历史学家支配的10%的资料，也就是200个地产中的20个地产的材料，这显然是不够的。

如已经指出的，除了利用可以称为“自然”抽样的那些部分保存下来的资料外，历史学家还可以根据**他们自己**从众多的、往往是大量保存下来的完整材料中抽取的样本，对被研究对象做出一个可靠的一般判断。借助于专门在数理统计中运用的抽样手段，

历史学家就有可能获得所需要的准确可靠的结果。在这种情况下，他们只须确定样本的必要数量，因为结论的可靠性取决于该数量。

但是应时刻记住，如果抽样不正确，如果在获取样本时没有遵守抽样随机原则，那么即便有大量的样本也不能带来正确的结果，也就是说不会反映总体中各事物的真实状况。这方面一个明显的例子是1936年一家美国杂志根据200万美国人对杂志调查表的答复错误预测：在总统选举中共和党会取胜。拥有大量的选样，在前四次美国总统竞选活动中成功地运用了抽样调查，这些本可以保证抽样能正确预测1936年的竞选进程。上面提到的那些答复表明民主党人富兰克林·罗斯福将遭到失败。但事实上他被选为总统，而且是获得了大多数选票，这是美国历史上获选总统得到选票最多的一次。预测失败的原因很大程度上在于：样本对全体美国选民而言不具有代表性，因为抽样不是随机的。杂志的调查表是寄给这家杂志的读者以及电话拥有者的，在电话查询簿上可以找到后者的地址。而这家杂志的读者基本上是站在共和党人一边，加之共和党中拥有电话的人比民主党多。所以样本只反映这类人的意见：要么是该杂志的读者，要么是电话拥有者，也就是对共和党人有好感的人。^①

爱沙尼亚历史学家IO·IO·卡赫克成功地避免了美国杂志编辑部1936年所犯的错误。^②苏联的研究者以高度的职业水平进行抽样调查并因此而获得了重大研究成绩。IO·IO·卡赫克的任务是根据纳税名册的材料揭示19世纪上半期爱沙尼亚农民分化的进

① Y·Дж·莱赫曼：《统计应用》，第222页。

② IO·IO·卡赫克：《运用统计抽样方法分析19世纪上半期纳税名册》，载《波罗的海沿岸民族史的史料问题》，里加1970年。

程。完成这一任务须分几个阶段。首先，为获得关于当时爱沙尼亚四地区中每一地区的可靠结论，必须确定要调查多少地主地产。为算出所需领地的数量，我们可以列出下面这一不太复杂的公式：

$$n = \frac{t^2 s^2 N}{h^2 N + t^2 s^2}$$

在公式中， n 代表为获得有关被研究现象动态的可靠结论而需要研究的最少地产数； h 代表样本出现可能的错误的临界点； s 代表标准差； t 代表在该抽样的基础上做出结论的可靠程度或概率（当 $t=2$ 时，结论的可靠性为95%，也就是说，如果再做100次同样的抽样，其中最多有5次新的抽样不能出现第一个样本的结果）。

计算结果表明，为获得可靠的结果需要调查1157个地主地产中的39个，即约占总数的4%。

在工作的下一阶段，卡赫克按照年限为每一地区又确定了三个样本，即1816、1834和1850年。在对地产进行抽样时，可以借助于前面提到的随机数字表。开始，卡赫克抽取了42个地产，随后为检验所获得的结果又抽取了47个地产，最后，他把所有地产联合成一个大样本，据此得出了可靠的概括性结论。

结果表明，在19世纪上半期，爱沙尼亚破产的、不能独立经营且不能服劳役的农户从1816年的10%增长到1850年的17%。由此可见，在爱沙尼亚农村，破产农户的数量增加了，但增长过程缓慢并且是渐进的。农户的破产并非在封建制度最后的危机时期突然出现的，此前早就发生了，因为还在1816年这类农户的比重就已达到了11%。获取的材料还证明，我们没有理由夸大农民分化的意义和规模，亦即没有理由说大部分农民经济遭到了经济破产。

Ю·Ю·卡赫克得出的结论具有重要科学意义，因为它对爱沙尼亚农民史上的争论问题做了解释，并迫使人们重新考虑在这

一问题上存在的两种观点。根据其中的一种观点，在19世纪上半期的爱沙尼亚，农民的分化过程极其强烈；相反，根据另一种观点，独立农户的比重有所扩大。

从保存下来的众多历史统计材料中成功地获取样本的另一个例子是Ю·П·贝斯梅尔特内的研究工作，他是研究12—14世纪初法国北部贵族发展的史学家。^①作者发现了8000个贵族地产的记录，如果对这些记录进行完整的调查需要极大的努力，因此他运用了抽样法。Ю·П·贝斯梅尔特内首先确定了为获得可靠结论所需的数据份数，然后他通过机械抽样法抽取了全部领地的10%或20%构成样本。再后，他根据样本确定出他所需要的指标：封建主地产的构成、封建领主中各财产集团的比例及其他一些指标。从这些指标的置信区间中可以估计所获得的结果的可靠程度，其可靠程度是很高的。这样，作者便成功地揭示出了贵族的经济结构及其社会同类性的程度，但为此付出的时间却比完整地分析保存下来的资料所要付出的时间少5—10倍。

综上所述，运用抽样方法对过去保存下来的大量历史统计材料进行分析可以大大节省时间、精力和物力，并可使历史学家获得可靠的结论，有时，这些结论在其准确性方面并不亚于利用整体调查所获得的结论。

大数定律

为什么样本能够保证结果能象整体调查所获得的那样可靠呢？这是因为与所有资料相比并不太多的一部分资料——如果它

^① Ю·П·贝斯梅尔特内：《12—14世纪初法国北部贵族历史的几个问题》，载《法国年鉴（1966年）》，莫斯科1967年。

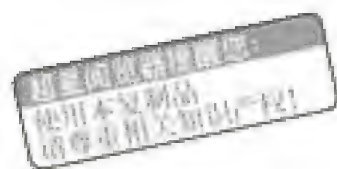
们是借助于随机抽样得到的——可以揭示出被研究现象所从属的一般规律性。这里起作用的正是所谓的大数定律，它是抽样法的基础。

下面的例子可以形象说明大数定律的作用。在进行一次社会调查时，首先向500人提出了一定的问题。对这一问题做否定答复的人占被询问人的54.9%；然后，再向1000人提出同一问题，社会学家所得到的否定答复占被询问人的53.9%；再后，对5000人提问，结果与前差不多，为55.4%；最后，当向3万人提问时，否定答复占有所有被询问人的55.5%。由此可见，为了知道在这一问题上持否定答复的人约占全部被询问人的54—56%这一结果，并不需要向所有的人或是3万人提问，而只需调查500人即可。^①应该注意，大数定律只在大规模过程中起作用，在这种过程中每个单独抽取出的因素都是**随机数值**。这不仅是一般规律作用的结果，甚至也是大量不依赖于这一规律的因素影响的结果。由此看来，基于大数定律的选样法不能用来研究个别对象、个别的有机现象，而只能在**大量**观察事实的前提下，利用抽样法研究**大规模**过程。

① IO·IO·卡赫克：《运用统计抽样方法分析19世纪上半期纳税名册》，载《波罗的海沿岸民族史的史料问题》，第332页。

第三章 历史学家能够预测吗？

(对历史现象的回归分析)



如果这样，可能怎样……

所谓“预测”，就是推断将来可能发生的事情。但对于研究1812年历史的当代历史学家来说，如果他将自己视为1812年事件的“同时代人”，那么1815、1825、1975年都是将来。因此，预测就有两种可能：逾越历史往事的界限进行预测，或在历史往事的范围内进行预测。以下就是在此意义上探讨科学预测的可能性。

为了预测将来可能发生的事情必须了解过去，这是显而易见的。那个认为将来仅仅是由现在产生的时代正渐渐过去。现在许多学者认为，长时间的发展趋势“积累”成为将来，而只有研究大的时间区段才能理解这些发展趋势。对过去经验的新态度在很大程度上解释了社会学家从事历史的兴趣，他们希望借助历史更深刻地了解社会发展的规律性，并以此为基础**预测未来**。

在历史学中，科学预测包括三个方面：第一，展望未来；第二，历史学家有可能不逾越历史往事的界限进行预测，甚至预测或推断那些已经发生但未保留下信息的事物，或确切地说，是**复原那些已经消逝了的事实和丧失了文献**。

还有第三点，它对于历史学中的科学预测十分重要，因此我们要详细地谈一谈。关于历史是**科学还是艺术**的争论不能认为已经结束了。现在，大部分西方历史学家还继续相信历史是美丽的克丽亚，是九个缪斯之一。赞同这种观点的人从根本上否定了在历史学中进行预测的可能性。这是完全合乎逻辑的，因为他们认为历史就是艺术，而假如历史中的一切都象是小说或个人生活中的那样是特殊的、不可重演的，那么历史学中的预测不是臆想就是梦幻。

令人惊异的是，那些认为历史是科学的历史学家也十分怀疑历史学中科学预测的可能性。他们的根据是，生活如此复杂，偶然性的作用如此之大，因此任何历史预测和推断象在咖啡渣里占卜一样毫无意义。“如果这样，可能怎样……”——这已成为一句讽刺话，往往以此教训那些敢于进行预测和推断的或者象通常所说的去臆想事件可能进程的历史学家。

于是，不赞同预测的历史学家们用直接的历史经验和被保留下来、并且算得上准确的历史资料筑起了一道樊篱，人们无论怎样呼吁，所得到的也只是不理解 and 失望。这并不奇怪，因为一切否认有科学预测可能性的历史学家，包括视历史为艺术和视历史为科学的历史学家，实际上都**经常**进行预测，用他们的话讲即在“臆想”，他们的做法比之“预测派”历史学家来更有“罪”。究其“有罪”的原因，恰恰是这两派都力图**评价**由他们揭示或分析的现象的**意义**。譬如，研究民族市场的人必得讲民族市场对国家经济和文化发展、对多民族俄罗斯国家形成的影响；研究1861年改革的人总是注意到改革对俄国资本主义发展的作用；而研究十月革命的人则经常强调其巨大的国际意义、对被压迫人民解放运动的影响等等。这样，**无论历史学家有意无意**，在对历史上的任何事实和现象的影响与意义进行任何一种评价的时候，他都是从诸如

“如果1861年没有废除农奴制”、“如果18世纪50—70年代民族粮食市场没有形成”等等，即“**如果这样，可能怎样……**”这种潜在的假设和推断出发的。因为，如果民族市场促进了生产力的发展，那么没有民族市场，生产力的发展就会比较缓慢；如果废除农奴制导致资本主义迅速发展，那么没有这次改革，俄国经济则另当别论。简言之，**任何评价本身都带有对那种虽然不曾存在、但却可能存在的情况的假设。**

因此，所有历史学家都在进行预测。只是一些人是隐蔽的，而另一些人是公开的。

由于认清了评价历史事件的这一特点，历史学中数学派的一些代表人物把已经发生的事件同可能发生的事件悄悄地作了比较，并试图使这种比较成为研究工作公开的、必然的组成部分。这种现象在现代美国的计量史学中（在历史编纂学中对数学派这样称呼）^①特别明显。例如，R·福格尔教授通过查明他所能找到的资金社会储蓄状况的材料，估计了19世纪下半叶铁路在美国经济发展中的意义。^②为此目的，R·福格尔试图依据资本主义的经济规律，查明在假设没有铁路的情况下1890年美国货载运输能力的模型。^③在将这个推测的货载运输模型同实际存在的运输模

① 该词 俄文为Клиометрика，来自英文Cliometrics，Клио来自clio，即克丽亚，古希腊神话中的历史女神；метрика来自metrics，指应用计量方法与数学分析的方法研究某一学科。两词的结合意为“计量史学”。“cliometrics”一词最早出现在50年代末的美国史学界。泛指运用数理统计方法从事历史研究的所谓“新社会史”、“新政治史”及“新经济史”等——译注。

② R·W·福格尔：《铁路与美国经济发展：关于经济史的论文》，巴尔的摩、马里兰1964年。

③ 在这里R·福格尔运用了西方史学家经常利用的反实际仿造模型的研究方法。即根据实际存在的某一历史事件，按该事物不存在的态势建立模型。然后将由此得到的数据同历史实际进行比较，判定该事物是否起到传统史学方法确定的那种作用——译注。

型进行比较之后,R·福格尔从数量上估计了铁路在美国经济发展中的贡献。他的计算表明,由于铁路发挥效用,1890年美国节约的社会价值不到总社会产品价值的5%。据此,R·福格尔认为,虽然铁路在美国经济发展中有重要的作用,但铁路建设未必称得上是国家经济生活中的革命。这种结论否定了两代人和现代美国多数历史学家推论的铁路在美国经济起飞中具有决定性作用的观点。

应该如何评价美国计量史学家类似的研究方法呢?

显而易见,对于从数量形式上评价这种或那种历史现象的意义的方法,只能持赞同态度。利用诸如“如果事件没有发生,将会怎样”这种假设来评价历史事实的意义,也是公正的。尽管推断事情将会怎样,总会令人疑窦丛生,尤其对于诸如铁路的建设、废除农奴制等等这类复杂的历史事件和现象,更是如此。可以在以下意义上同意该派代表人物的观点:评价历史现象的意义时,最糟糕的莫过于泛泛地或仅仅停留在直觉水平上进行评论。

这样,历史学中的科学预测有三个重要方面:预见将来,更好地了解过去,正确地评价已经发生的事件的意义。在历史科学发展的现代水平上,在采用数学方法的条件下,可以在上述三个方面运用科学预测。但这仅是对具有**严谨数量表现形式**的历史现象而言。这是对在历史学中从事科学预测的研究者的活动范围的重要限定。尽管如此,仍然留下了**足够广阔和富饶**的天地,以便充分运用由数学方法揭示的科学预测的各种可能性。回归分析在这些方法中具有重要的意义。

回归分析以及与此紧密相联的**相关分析**,在注意利用数字方法进行研究工作的现代历史学家中,大概是使用**最普遍**的方法。回归分析可建立前提与结果之间的数量关系,由此,从**原因预测结果**便成为可能的了。而且可以知道,随着原因的变化,结果将会怎样变化。

从词源学的观点看，“回归”一词（按字面意义是“向后运动”）不能说特别恰当。而在数学辞典里，回归却占有必须使用它的重要地位。在本书第一章已提到的英国学者弗·高尔顿，为了表述他发现的父母与子女身高之间的依从关系，将“回归”一词从生物学引入到数学统计学中来。这种依从关系就是“返还”或回归，即子女的身高接近双亲的平均身高。例如，父亲若比所有父亲平均身高偏离1 cm（或高或矮），则儿子的身高就会比所有儿子的平均身高偏离1 cm以下。由此断定，用弗·高尔顿的话说，“回归是向平常人方向”或“向平均状态回归”。

回归分析适用于对或者有因果联系或者有相关关系的历史现象的研究，因为相关关系实际上可以视为因果联系的另一种形式。当只有一种原因产生和一种结果时，这种关系常常是**简单的**；而当许多相互作用的原因产生一种结果，或者一种原因产生多种结果时，这种关系则是**复杂的**。在自然科学中，最常见的是具有简单因果联系的事物，而在社会科学中，因果联系则大多是复杂的，因为仅从表面上看，社会科学最基本的现象就是复杂的，多结构的，多原因的。

酿酒业消耗了多少粮食？

为了更好地了解回归方法，我们首先考察在分析简单现象时如何运用这种方法。假设研究19世纪末俄国经济生活的历史学家研究酿酒业的情况，他们对于伏特加酒的生产与酿酒生产所需粮食数量之间有什么联系会感兴趣。为了回答这个问题，收集到被研究**变量**（在统计学中，称任何被计量的、可取各种数值的特征为变量，“变量”即变化的量）的统计材料。这些有关酿酒业及其所耗粮食的材料整理为表4。

表 4 1889—1896年俄国用于酿酒的粮食消耗

年	1889	1890	1892	1893	1895	1896
酒精生产 (百万维德罗)①	33	31	27	28	30	32
粮食总消耗 ② (百万普特)	46.2	43.4	37.8	39.2	42.0	44.8

表 4 表明，酿酒业粮食消耗与酒精生产数量有**直线的关系**，即是说，随着酿酒量增加，粮食消耗也增加。

两个变量之间的关系，在曲线图上更为清晰。

经过曲线图上各点的直线AB表明，粮食消耗随着酿酒量的变化而变化。这种依从关系在数学上被称为**函数关系**。在我们的例子中，粮食消耗是酿酒业的函数，“函数”这一术语意味着，在两个变量之间存在着某种**常数关系**。这个关系如何，由曲线和回归数学方程说明。酿酒业和粮食消耗状况以及其间的函数关系，可以由下列初等数学回归方程表示： $y=1.4x$ ， x 表示酿酒量， y 表示酿酒消耗的粮食量，1.4即是回归系数。

在所研究的例子里，酿酒量是自变数，而酿酒的粮食消耗量是因变数。指出原因的变数，被称为自由的、原因的变数，或因数；而提出结果、后果的变数被称作从属的，或结果的变数。

在酿酒量和酿酒消耗的粮食量之间，表现为完全函数关系： y （以百万普特为单位的粮食量）以1.4倍于 x （以百万维德罗为单位的酒精产量）的规模迅速增长。这个简单的线性关系在图 1 的直线上被描绘出来。表示酿酒量和与其相适应的粮食消耗量的所有点，都在这条直线上，没有任何偏离；这意味着，酒精产量

① 维德罗为俄国液量名，1维德罗等于12.3升——译注。

100%地决定着粮食消耗量。所以,若要确定和预测以后的粮食消耗量,只需了解酿酒量和回归系数已经足够了。反之,若要确定或预测酿酒量,只需有酿酒所消耗的粮食材料并了解其回归系数也足够了。借助回归方程 $y=1.4x$,预测正在变成现实:只要把酿酒量 x 代入这个方程,很容易就能得到酿酒消耗的粮食量;而把消耗掉的粮食量 y 代入方程式,也很容易了解酿酒生产的规模。

地主的收入取决于什么?

但是,一个原因完全决定结果的依从关系形式极为少见。历史学家所遇到的绝大多数情况,变数不是函数关系。在社会科学研究的多数现象中,对一个因变量(结果或后果)发生作用的,除了主要的原因以外,还有众多原因和“一群”偶然性,它们导致同一个主要的原因产生出几个不同的结果。伴随主要原因起作用的次要原因和各种偶然性的数量越多,结果之间的差异越大。变量之间类似的依从关系,被称作**相关关系**。人的知识量与年龄之间的关系就是这种依从关系的例证。如所周知,随着年龄的增长,学习与掌握的东西越来越多。但是,这种依赖关系是作为一种趋势而非严格的规律存在着。因为除去年龄以外,知识量还受到能力、教育、记忆力、健康状况以及其他因素的制约。所以,确定的知识量并没有严格的相应确定的年龄。同样,如果试图建立“年龄”与文化发展水平之间的依从关系,那么就会发现,其间的联系不是严格确定的。人类文化水平随着时代的发展而提高,但制约这一提高限度的除去时代以外,还有生产力和生产关系发展水平、世界政治形势等其他因素,即是说,“年龄”与文化发展水平之间的联系不是函数关系,而是相关关系。

我们还是从心理学和历史哲学的峰巅,降落到产生“罪恶”的

土地上,来考察19、20世纪之交俄国地主经济的规模与其收入之间相关关系这一具体的历史实例吧(参见表5)。

表5 19世纪末贵族地产的规模与收入额

变 量	地 产									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
自变量: 地产规模 (俄亩)	240	255	265	270	285	295	310	320	325	330
因变量: 总收入 (千卢布)	1.50	1.25	1.55	1.40	1.46	1.60	1.80	1.80	1.85	1.90

从表5看到,地产收入额与地产规模同时增长。但是,存在于它们之间的依从关系没有提供根据地产规模值(自变量)精确地预测收入值(因变量)的可能性,因为地产数的增长与收入额之间并没有严格一致的关系。

了解贵族土地银行相应的材料(1886—1915年期间银行承担了3.3万份以上地主地产的抵押)后发现,在一个县或一个省有数十个相同规模的地产收入不同,有的甚至有很大的差别。产生收入差别的原因是:尽管地产规模对于其收入额是决定的因素,但是土质、经营状况、地产占有者的经营能力、销售市场的远近、农艺水平、劳动力数量等等其他许多因素,也影响到地产收入。

有两种方法,借助它们可以清除附加的、次要的、同时发生作用的因素以及任何偶然性的影响,并且揭示被研究变量之间的关系,也就是说,来“清洗”被研究变量的形象。

第一种方法,编辑组合分组表(在表中对象或现象根据二个或三个标志分组,故名)。这种方法的实质在于,整理材料以从结果中消除不适宜因素的影响。例如如果把关于贵族地产的材料按照土质进行分组,然后比较虽然规模各异但土质相同的地

产的收入额，那么依此显示的地产收入和规模之间的关系，就已经摆脱土质的影响了。如果在每个同样土质的地产组中进而挑出同等农艺水平的地产子组，并且把这些地产规模不同、但土质和农艺水平相同的子组进行比较，那么土质和农艺水平的影响也可以排除掉。但是，其余的因素仍继续起作用。若要确定贵族地产的规模与收入额之间的“纯粹”的依从关系，必须具备这些条件：借助分组成功地清除掉地产规模以外的一切因素和偶然性的影响，即是说，将要进行比较的地产要具有同样的农艺水平、土质、役畜和劳动力、地产占有者有同样的经营素质等等。

上述消除不适宜因素影响的方法不仅极为费力，而且研究者最终仍然不能挑出除规模外所有因素都绝对相同的地产，因为做到这一点实际上并不可能。因此，研究者借助分组法将只能消除最重要的“障碍”。

在解决关于消除不适宜因素对贵族地产收入额的直接影响以及确定地产规模与其收入额之间的关系问题时，第二种方法更为省力，也更有成效。这种方法就是确定地产规模与收入额之间的平均比。在这种情况下，允许个别地产偏离平均比，但是平均地、整体地看，这个关系对大多数地产是存在和有意义的。可见，这里所说的是，在除去地产规模以外的其他因素不起作用的条件下，在与地产规模变化相联系的地产收入变化中显露出来的一种趋势。

根据地产规模的每一变化，确定地产收入变化的平均数，便能够得出依据地产规模材料预测地产收入状况之各种可能的预测中最好的一个。刚才指出的类似比率，如在地产规模一个因素变化的条件下地产收入波动的平均数，称作回归系数。在一般情况下，回归系数规定因变量或结果变量在自变量即原因变量一个变化下变动的平均数。

但是，消除被分析现象中不适宜因素影响的两 种 方 法，无

论是分组法还是确定平均比法对于历史学家来说，都不是全新的方法。历史学家们在自己的研究著作中经常使用这两种方法，只是没有使用它们的名称——编辑组合分组表和求回归系数。但是，把历史学家完全比作莫里哀喜剧中口说散文而全然不知的著名主角^①并不恰当，因为运用两种方法的技巧，尤其按照数学的全部原则运用两种方法消除“不适宜成分”的影响而得出的主要结果，与原来历史学家们运用的方法以及得到的结果并不一样。譬如，不掌握数学方法的历史学家所求的地产规模与收入间平均比是具体的地产规模与收入额间的平均算术比，即是说，他求的仅仅是已知的收入总额与地产规模之间的比率。以这种方法求出的平均比具有一定的理论和实践意义。但是，如果依据这个比率由地产规模预测地产收入，那么我们就不能从所有可能的预测中得到最好的一个。借助回归系数才可能得到最好的预测。

借助回归系数进行预测

为了正确预测，必须了解回归系数。如何确定回归系数？为回答这一问题。我们根据表5的材料确定出以下的曲线。

曲线AB称作**经验回归线**，它根据10份具体地产的材料绘制而成，并且表明，这10份地产中的每一份其规模与收入有怎样的比率。不难证实10份地产中每一份规模与收入之比不同，第一份地产1俄亩收入为 $1500:240=6.2$ 卢布，第二份地产1俄亩收入为 $1250:255=4.9$ 卢布，第三份地产为 $1550:265=5.8$ 卢布，等等。贵

^① 这里指莫里哀喜剧《贵人迷》中的主角汝尔丹。汝尔丹是巴黎一个不学无术的富商，一心想当贵族。他被人耍弄，还自以为乐。为了附庸风雅，他想学习散文，哲学教师指出他说话用的就是散文，他大为惊讶：“天啊！我说了四十多年散文，一点也不晓得！”——译注。

贵族土地银行有3.3万份保存完好的地产材料，其中每一份几乎都有同样精确的关于规模与收入的记录，因此二者之比都能计算出来。

而与曲线AB相应地可以设一条直线，这一直线表示，假设影响收入的其他因素不起作用时，与其规模变化相联系的10份地产（不是单独的每一份地产！）地产收入变化的平均数。这条直线称**理论回归线**。根据实际地产规模由这条线预测的地产收入值，相应地称作理论收入值。

理论回归线是“折衷”线，它与经验曲线AB上任意一点都最接近，但又未重合。若每个一定规模的地产收入实际值与由回归线预言的同一规模地产收入值偏离差最小，就达到折衷。所谓折衷，仅是对**总体、整体**而言，它也不意味着理论回归线上每一点在任何情况下都最接近经验回归线。为验证这条线，数学家研究出被称为“最小二乘法”的专业方法。

理论回归线总是可以通过**回归方程**用数学语言表示或描述。在地主地产的例子中，直线方程式与理论回归线相符合，因为收入的理论值在直线CD上，或者象数学家所说，回归是直线的。方程一般可以这样表示： $y = a + bx$ ， y 为因变量在理论回归线上的理论值（在该例中，是由地产规模决定的收入理论值）， a 是方程中的自由项， b 为回归系数， x 为自变量值（该例中为地产规模）。

回归方程中的参数值（项）是怎样的？

参数 **b** 在回归方程中称作回归系数。它总是**名数**，并且是具有确定意义的值，因为它证明，在自变量（ x ）的一个变化下，因变量（ y ）对于**所观察的全部因素平均变化**到什么程度。在19世纪末地主地产的例子中，回归系数为+0.00606，即是说，地产规模增加1个单位，即增加1俄亩，收入将增加0.00606个单位，或者增加 0.00606×1000 卢布=6.06卢布。如果回归系数为-0.00606，

则说明地产规模若增加1俄亩，收入将减少6.06卢布。

当回归系数为**正数**时，因变量与自变量之间是**正比关系**：因变量值随着自变量的增加而增加，或因变量值随着自变量的减少而减少。当回归系数是**负数**时，变量之间的关系**反比关系**：当自变量增加时因变量减少，或自变量减少时因变量增加。

参数**a**（方程的自由项）自身无值的意义，它仅标出坐标系中回归线的起点或回归线与y轴的交点。

一切求直线回归方程式所必需的计算，都接近于算术四则运算。例如，依据并不复杂的公式就可算出回归系数：

$$b_{y \cdot x} = \frac{\Sigma(xy) - n\bar{x}\bar{y}}{\Sigma(x^2) - n(\bar{x})^2}$$

x 为自变量， y 为因变量， \bar{x} 和 \bar{y} 即 x 和 y 的平均算术值， n 为所观察的 x 与 y 的样本数， Σ 为求和符号。

应该记住，在此基础上求出的方程式与回归系数，完全可以根据标准程序在电子计算机上迅速计算出来。但是历史学家运用电子计算机计算回归系数（或计算任何系数）有很大的缺陷：他们有时会忘记，这些系数是怎样得出的，它们的纯数学意义是什么，这时常会阻碍从纯历史意义的角度对回归系数进行阐释。正因如此，我们有必要详尽考察系数意味着什么，以及如何求到系数。

借助最小二乘法可以得出回归方程参数，然后确定理论回归线，该线表示依赖于地产规模的地产收入变化**趋势**，或表示受因素制约的具有结果特征的一般变化。用这种方法也能得到回归系数，这样得到的系数表明**10份地产**（如果历史学家处理的是100份地产材料，则是对100份地产而言）在其规模每变化一个单位的条件下，地产收入值的平均变化。借助回归方程就可以**预测**任何规模地产的大概收入。

对于19世纪末地主地产的课题，最小二乘法提供了理论回归

表 6 19世纪末俄国贵族地产根据规模预测的收入值

实际地产规模(俄亩)	地 产									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	240	255	265	270	285	295	310	320	325	330
实际地产收入(千卢布)	1.50	1.25	1.55	1.40	1.46	1.60	1.80	1.80	1.85	1.90
根据回归方程式预测的地产理论收入(千卢布)	1.31	1.40	1.46	1.49	1.58	1.65	1.73	1.79	1.83	1.86
地产理论收入与实际收入之差	0.19	-0.15	0.09	-0.09	-0.12	-0.05	0.07	0.01	0.02	0.04
根据地产收入与规模之间平均算术比预测的地产收入	1.33	1.42	1.47	1.50	1.58	1.64	1.72	1.78	1.81	1.83
根据平均算术比预测的地产收入与实际收入之差	0.17	-0.17 ^a	0.08	-0.10 ^a	-1.13 ^a	0.04	0.08 ^a	0.02 ^a	0.04 ^a	0.07 ^a

^a 预测不如据回归方程所做准确。

线方程，该方程描绘出地产收入(y)与其规模(x)之间的联系： $y_1 = -0.14379 + 0.00606x$ 。我们将地产规模值(x)代入方程，得到地产收入(y_1)的理论值，进而比较根据地产收入与

规模之间平均算术比求出的地产收入值与地产收入理论值(表6)。

由上看出,回归系数可以用最好的方式确定变量之间的关系,而回归方程则有助于得出依据自变量预测因变量的最好的预测。贵族地产的事例验证了这一点。

如果用简单算术法确定这10份地产收入与规模的平均比,为1俄亩5.56卢布。依据这个平均比计算10份地产的大概收入,并且找出它们与实际收入的差别(参见表6)。

将分别根据平均比5.56和回归方程 $y_1 = -0.14379 + 0.00606x$ 算出的两个收入值与地产实际收入值比较后发现,根据回归方程算出的收入,10个中有7个比根据5.56比率算出的收入更接近实际收入。与历史学家经常使用的求平均算术比的方法相比,该例鲜明地显示出确定因变量与自变量间关系这一分析方式的优越性。

如此看来,表示在自变量每一变化下因变量的平均变化的回归系数,对历史学家来说并不是新发明。可以说,历史学家运用回归系数,第一,可以总结其研究实践,第二,可以提高所确定的因变量与自变量间平均比的精确性,第三,可以完全清除掉不适宜因素对结果变量的影响。

回归系数如何帮助历史学家

回归系数在历史研究中具有重要的意义,因为它能确定任何一个受其他因素制约的指数,从而在缺少材料的情况下进行预测。这对于历史学家来说十分重要,因为他们感兴趣的材料时常告缺,虽然近似的材料可以帮助确定这种指数,但并不能圆满地解决问题。

例如,在1801—1860年期间,俄罗斯许多省份未保存下有关粮食价格的材料。但根据一些省份关于收获量(x)和粮食价格(y)

的材料(有些省有类似的材料),算出了表示诸省依赖于收成水平变化的粮食价格平均变化的回归方程式。根据材料,1801—1810年粮食价格回归系数等于 -0.594 ,1851—1860年等于 -0.4077 等等。如果一些省份有收获量的材料而未保留下粮食价格的资料,就可以(当然是近似地)根据回归方程来确定这些省分在1801—1810年、1850—1860年的大概的粮食价格。根据回归方程计算的价格偏离实际价格10—20%,这是实际价格与推测价格之比。同样,在贵族地产收入与规模的例子中,计算出回归方程,就可以在缺乏地产收入资料的情况下,根据地产规模推测地产的近似收入。

K·B·赫沃斯托娃在研究14世纪拜占廷农民的状况时,借助回归分析,判明了税收幅度取决于农村纳税人数量及其财产规模。据此,她预测了那些未保存下有关史料的乡村和农户的大概税率。^①

但是,回归系数的意义并不局限于借助它来预测所缺乏的材料。回归系数之所以重要还因为,它以事实为基础,简明地高度概括出关于事实的概念。在粮食价格取决于收获量的例子中,回归系数等于 -0.594 ,这一系数在概括许多数量统计材料的基础上证明,在1801—1810年,一些省份收获量平均数自身变化1个单位,则粮食价格大约每俄石^②变动59.4戈比,或者说,某些省份1俄亩粮食平均收获量变化1普特,价格变化接近7戈比。

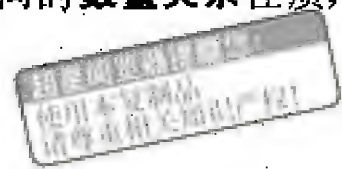
И·Д·科瓦利琴科运用相同的方法,成功地判明了,在19世纪上半期俄国劳役租制农奴地产上农民经济水平(y)与农民贡赋量(x)之间存在着依从关系,这种关系可表述为方程: $y=0.56$

① K·B·赫沃斯托娃:《拜占廷晚期土地法律关系的特点(14—15世纪)》,莫斯科1968年,第121—123页。

② 俄石为俄国旧容量单位,装散体物等于209.91升,装液体物等于3.0748升——译注。

-2.37x。回归系数-2.37表明，农民经济的贡赋每增加1个单位即1卢布，农民经济水平就减少2.37个单位，即减少2.37头牲畜。^①

回归系数揭示出自变量与因变量间的数量关系性质，它能够依据一个变量值预测另一个变量值。



预测中的错误

但正如所见，根据回归方程预测的因变量值也不准确。在贵族地产收入与规模的例子中，10份地产的理论收入与实际收入之差分别如下：

地产	收入差	地产	收入差
1	0.19	6	-0.05
2	-0.15	7	0.07
3	0.09	8	0.01
4	-0.09	9	0.02
5	-0.12	10	0.04

地产收入实际值与理论值的差别（被称作余差或余数），受除地产规模以外的其他因素制约。在19世纪末俄国的具体条件下，后者也影响着地产收入，但我们未特别考虑这一点，因为我们的目的正是要消除地产规模以外的一切因素对地产收入的直接影响，观察地产收入仅仅依赖于规模如何变化。而事实上，地产收入毕竟处于土质、农艺水平和其他许多被我们忽略未计的因素影响之下。因此，仅由地产规模确定的地产理论收入与受其他许多

① И·Д·科瓦利琴科：《19世纪上半期俄国农奴制农民》，莫斯科1967年，第321页。

因素制约的实际收入不同，这十分自然。

相关关系与函数关系不同。一个自变量几乎在任何时候都不能绝对准确地预测因变量。同时，一个自变量或一个因素特征也不能阐释因变量的一切波动和一切变化。由此自然产生出两个问题：第一，根据抽样材料，即由历史学家掌握的现有材料，依自变量对因变量所做的估计或预测，精确度量如何？第二，与自变量变化相联系的因变量变化了的部分，或**变差是怎样的**？或自变量（原因）影响因变量（结果）的**程度是怎样的**？

有专门的数学指数——**估计标准误差**（ $sy \cdot x$ ）和相关指数（ r ）来回答上述问题。估计标准误差（在我们的例子中用来测定根据地产规模预测的地产收入值的精确性和可靠性）概括地表明在抽样材料基础上根据自变量**预测因变量的准确性**。这样，估计标准误差就能检验出所编制的回归方程的正确程度。**相关系数**（在我们的具体事例中，指出受地产规模制约的地产收入部分以及除此以外与其他未计的剩余因素相联系的地产收入部分）概括地测定出受自变量制约的**因变量的变差比例**。相关系数将在下一章详细考察，现在，我们首先介绍估计标准误差。

确定根据一次方程 $y = a + bx$ 计算得出的**因变量值估计标准误差**，依据下例公式：

$$sy \cdot x = \sqrt{\frac{\sum z^2}{n}} = \sqrt{\frac{\sum (y - y_1)^2}{n}}$$

$sy \cdot x$ 为依自变量变化的因变量值估计标准误差， z 为因变量实际值（ y ）与理论值（ y_1 ）之差； Σ 为求和符号， n 为所考察的样本数量。

在由10份贵族地产组成的抽样中，地产收入估计标准误差为：

$$sy \cdot x = \frac{(0.19)^2 + (-0.15)^2 + (0.09)^2 + (-0.09)^2 + (-0.12)^2 + (-0.05)^2 + (0.07)^2 + (0.01)^2 + (0.02)^2 + (0.04)^2}{10}$$

$$= \frac{0.987}{10} = 0.0987 \text{ 千卢布} = 98.7 \text{ 卢布} \textcircled{1}$$

正如所见，估计标准误差不是别的，正是受未被回归方程阐明的其余因素制约的地产收入偏离由回归方程阐明的因素制约的地产收入平均数的**平均平方差**，或者说，是地产实际收入值偏离依回归方程 $y = -0.1438 + 0.00606x$ 算出的理论收入值的平均平方差。

这样，根据回归方程计算的10份地产样本的地产收入估计标准误差即为0.0987千卢布。根据回归方程 $y = -0.1438 + 0.00606x$ ，可以确定这10份地产样本之外**所有**地产受其规模制约的收入的大概数字。但是对于样本以外的地产，根据这一方程预测的收入平均值与地产实际收入值的偏差，看起来**大于**样本估计标准误差值0.0987千卢布。为什么？因为样本只是近似地反映总体即所有贵族地产的规律性；并且样本的范围越小，总体固有的关系能够被样本发现的程度越差。可见，历史学家研究的地产样本份数**越少**，根据地产规模预言的地产收入样本估计标准误差与总体估计标准误差之间的差别就**越大**。

确定依自变量变化的各个因变量，即依地产规模而变化的各份地产的收入值，与地产收入总体的误差，根据下列公式：

$$s_{y \cdot x} = \sqrt{\frac{\sum z^2}{n-2}} = \sqrt{s^2_{y \cdot x} \left(\frac{n}{n-2} \right)}$$

z 为抽选的要变量（地产收入）实际值与理论值之差； n 为地产样本数； $s_{y \cdot x}$ 为因变量（地产收入）样本估计标准误差。

在我们的例子中，由10份地产组成的样本估计标准误差等于0.0987千卢布。而从总体范围看，如果根据回归方程式 $y = -0.1438 + 0.00606x$ 计算出俄国19世纪末每一份贵族地产的收入

① 其中计算有误——译注。

额，然后将这所有理论收入值同对应的实际收入值进行比较，则二者平均差计算如下：

$$\sqrt{0.0994^2 \frac{10}{8}} = 0.105 \text{ 千卢布} = 105 \text{ 卢布。}$$

因此，借助回归方程，根据自变量估计的因变量几乎总是有错误。但是，必须区分样本估计误差与总体估计误差。正如所知，即使抽样的材料具有代表性，也不能完全准确地说明总体的特点。因此，因变量的样本估计误差与总体估计标准误差总是不同。但是，根据样本标准误差却可以确定总体标准误差。后者大于前者 $\sqrt{\frac{n}{n-2}}$ 。并且抽样的范围越大，样本与总体的估计标准误差区别越小（不要把差值与估计标准误差值混为一谈，后者随着抽样范围的扩大而缩小！）。譬如，考察32份地产，修正值为

$$\sqrt{\frac{32}{32-2}} = 1.03, \text{ 而考察100份地产, 修正值为 } \sqrt{\frac{100}{98}} = 1.01.$$

正如已知，根据地产规模预测地产收入是以回归方程和回归系数为基础。同样，回归系数的可靠性也依赖于抽样的范围。抽样范围越大，即样本所代表的总体的特点越多，则样本回归系数错误越小，样本系数与总体系数的差别越小。

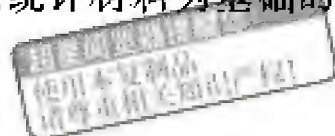
确定抽样样本数超过30以上的回归系数估计标准误差，依据下列公式：

$$sb_{y \cdot x} = \frac{Sy \cdot x}{Sx \sqrt{n}}$$

$sb_{y \cdot x}$ 为回归系数标准误差； $Sy \cdot x$ 为因变量（地产收入）总体估计标准误差，或总体样本与抽样样本误差修正值的标准误差； Sx 为自变量（地产的规模）的标准误差； n 为抽样样本（地产）数目。例如，抽样由50份贵族地产组成，给出数字 $b_{y \cdot x} = 0.0175$ ， $Sy \cdot x = 1.10$ ， $Sx = 33.0$ ，再依据上述公式，即求出回归系数平均误差：

$$sb_{y \cdot x} = \frac{1 \cdot 10}{33\sqrt{50}} = 0.0047$$

如此看来，历史学家依据回归方程不仅可以测定所缺乏的数字，同时可以预测测定出的数字的可信程度。尽管这类预测并不绝对准确，但对于历史研究，尤其对于以统计材料为基础的研究，具有重要的意义。



简单与复杂的关系

我们通过简单直线回归的事例了解了回归分析。所谓**简单**，是因为只有**两个**变量，即自变量与因变量。所谓**直线**，是因为变量之间的依从关系是直接的与线性的：随着地产规模的增加，其收入也**均衡增长**，随着贡献额的增加，农民收入额**均衡减少**。由于变量之间存在直线联系，因此变量的依从关系，可以被直线式的**图象**描述，**用数学方法表述**则是直线方程（ $y=a+bx$ ）。应该注意到，直线方程时常能够很好地反映两个变量之间的依从关系，甚至在实际关系比直线反映的关系更复杂时也不例外。

但是，简单的直线回归远非总能反映两种现象之间的关系，因为在某种程度上，这些关系的存在形式**千姿百态**。在这种情况下，研究者应选择符合变量间依从关系具体形式的**线与数学方程**。现象间依从关系的可能形式以及反映这些依从关系的回归方程**多种多样**，其中有简单抛物线与立方抛物线，双曲线，指数和对数的函数，等等。

在苏联学者的历史研究中，为用数学语言描绘复杂的历史现象，时常运用简单抛物线。**简单抛物线**反映这些形式的依从关系：随着自变量（ x ）的增加，因变量（ y ）在一定点以前也增加（或减少），而后减少（或增加）；并且在某种情况下二者的依

从关系**不均衡**：当自变量均衡增长时，因变量的变化则是渐进的。苏联学者为了用图象和数学方法反映19—20世纪初俄国的收获量、出口、价格和某些其他经济指数的变动，曾利用了**简单抛物线**。

在类似事例中，自变量表示时间，因变量表示收获量、出口、价格等等。例如，1896—1912年俄国粮食收获量总额动态（ y ）可以由简单抛物线表示，与此抛物线相适应的方程是：

$$y = 2.157 + 5.767x - 0.0894x^2.$$

同期的世界价格动态（ y_1 ）也可以由这一抛物线方程表示：

$$y_1 = -0.564 + 1.956x + 0.0235x^2.$$

俄国在1800—1914年这115年期间收获量的动态（ y_2 ），也可以用简单抛物线描绘，而用数学方程表示则是：

$$y_2 = 3.56 + 0.01826x + 0.000364x^2.$$

在这三个方程中，自变量 x 表示以列入计算年份为开始的年份的顺序数。例如，在表示收获量动态的方程中，以1800年为 $x = 1$ ，那么，1810年即为 $x = 11$ ，等等。

20世纪20年代，苏联研究者曾试图依据上述方程预测收获量甚至价格水平。

选择描绘复杂历史现象曲线的技巧，同寻找回归曲线方程的技巧一样复杂，然而要忠实于历史面貌，我们却不能仅停留在对技巧的研究上。

应该时刻记住，任何关于选择方程技巧的知识以及在计算机上工作的能力，都不能取代历史学家的分析，因为只有进行具体的历史分析，才能对方程得出合乎逻辑的和具体历史的论证，反映由历史学家在被研究现象和进程中发现的变化趋势。

这样，当两个被研究变量之间表现出直接的、线性的联系时，当在自变量变化范围内因变量值**均衡增加或减少**时，历史学家可以用数学方法（**直线方程**）或图象方法（**直线**），表示其间的关系。当

变量之间表现出**曲线联系**时，当随着自变量的变化，因变量或者非均衡变化，或者非同义变化（时而增加时而减少）时，历史学家可以用**双曲线方程**、**抛物线方程**等表示其间的依从关系。

在历史研究中运用回归曲线方程同运用回归直线方程一样，可以借助数学方法反映历史现象之间的依从关系，从而使历史学家得以**依据保存的资料确定丧失的历史资料**的面貌，当然，这是**近似的**。譬如，依据一些年份的材料，可以确定相应年份大概的收获量；反之，依据一些年份的收获量、出口或播种面积，则能确定另几年的收获量、出口和播种面积等。

其次，历史学家借助回归方程，可以**预测现象可能怎样变化**或诸如歉收一类事件的来临，还可以做出经济学和人口学的预测，就象在这两门学科中已经进行的一样。

上述实例还证明，回归方程使历史学家得以从历史现象的动态中发现**时代的规律性**，从而为历史学家开辟出揭示**历史规律**的更为广阔的道路与前景。

历史学家除去与简单的直线和曲线的变量依从关系打交道外，还不得不经常与**复杂曲线**的依从关系打交道，因为在多数情况下，因变量的变化受到几个因素的制约，其中任何一个都没有决定性的意义。例如，专门分析表明，在19—20世纪初，俄国粮食价格动态处于**五个重要因素**的影响之下：世界出口价格、粮食出口额、收获量、货币行情和货币流通量。而省一级粮食价格水平则受到其他五个因素的影响：从该省到港口的距离、港口的价格水平、粮食的收集、交通状况以及该省城市居民的百分比。

对复杂历史现象进行回归分析是极为复杂的事情，因为它往往成为**多元分析**。这种分析方法，实际上是要确定和从数量上估计因变量与每个个别因素之间的关系以及因变量与所有因素集合之间的关系。通过多元回归分析，研究者得到完全的、纯的、或

部分的三种回归系数以及多元回归方程。

完全回归系数表明结果变量与每一个个别因素之间的依从关系，这种依从关系是以消除因变量与该因素以外的其他因素之间的直接关系为前提。但是，完全回归系数未考虑到，每个因素不仅直接通过自身，而且**通过其他因素间接地**与因变量发生关系，因而能够间接地作用于因变量。结果，每一个完全回归系数不仅反映一个因素同因变量的直接关系，而且反映因变量同那些与这一因变量直接联系已被排除的因素的间接的、伴随发生的联系和关系。

与完全回归系数不同，**纯回归系数**表示结果变量与每一因素之间的单独的关系，这种关系“清除了”同其他因素之间各种**直接的与间接的、伴随发生的关系**。故称作纯回归系数。并且，它可以根据研究者的愿望，使这一结果变量依次“摆脱”与一个、两个以至所有进入回归分析的因素的间接联系。如果清除因变量与一个因素的间接联系，将得到第一级纯回归系数，如果清除同第二个因素的间接联系，则得到第二级纯回归系数，依此类推。

多元回归方法的最大优点在于，它可以作假设试验。这对于**完全**失去进行实际实验可能性的历史学家来说极为重要。例如，历史学家通过进行假设实验——确定“纯回归系数”，就可以估计**纯粹形式**的现象之间的依从关系。而这是不可能通过试验仿制的。

但是，多元回归方法**不是万能的**，因为它有很大的局限性。纯回归系数能够消除因变量与参加分析因素之间的间接关系。但是，既然**实际上不可能考虑到所有的因素**，因而就不能全部、而仅能局部地清除因变量与因素之间伴随发生的关系。

因此，研究者不得不满足于主要因素或者已知因素。在第一种情况下，正确地解决任务是可能的，而在第二种情况下却不一定，因为不能排除这种情况，未考虑的因素恰恰是最重要的。但是，这一点研究者却总是可以知道：他对于研究任务的确定与解

决，**可以满足到什么程度**。为此就必须建立回归方程，借助方程确定因变量值，并且将方程预测的因变量值与实际值进行比较。因变量的预测值与实际值差距越大，任务解决得越不理想。因变量预测值与实际值之间存在的差距表明：研究者不可能注意到所有因素，必须进一步考察。与此同时，回归方程显示出它的另一个优点——**能够验证**分析结果，而这对于任何科学工作都是极为重要的。

因此可以说，计算多元回归方程的参数，不但在原则上，而且在技术程序上，都是复杂的，但是分析的结果会补偿付出的努力。由于历史学家习惯于仅仅运用事实和仅仅研究实在情况的分析方法，因此对他们来说，上述某些方法是“大吹大擂”和“令人愤懑”的矫揉之作。但仔细考察会发现，第一，这些方法已被事实证明是正确的；第二，这些方法已为历史学家所了解并且时常被他们利用。例如，当历史学家谈到，在皇后亚历山德拉·费多罗夫娜的影响下，尼古拉二世罢免了许多大臣的时候，就似乎已经考虑到纯回归系数，进行了假设的试验。

19世纪粮食价格是多少？

现在我们通过分析19—20世纪初各种因素对粮食价格的制约，考察如何运用多元回归方法。前面指出：粮食价格动态取决于五个最重要因素。因而，反映1801—1914年间受这些因素制约的粮食价格“行为”的回归方程如下：

$$y = 2.3 + 0.531x_1 + 0.207x_2 + 0.229x_3 + 0.00709x_4 \\ + 0.0044x_5,$$

在这里， y 为具体年代俄国粮食的平均价格； x_1 为具体年代俄国货币总量； x_2 为上年世界粮食价格； x_3 为当年俄国卢布货币行情； x_4 为俄国上年和当年的平均收获量； x_5 为当年粮食出口额，

2.3为自由项,它类似方程 $y=a+bx$ 中的参数 a ;0.531为价格与货币总量的纯回归系数;0.207为价格与世界价格的纯回归系数等。

该方程以最概括的形式反映了粮食价格与价格因素之间的相互联系。因此,它可视为19—20世纪初俄国**粮食价格动态的数学模型**。我们把五个因素值代入回归方程,就得到相应年代的粮食价格。

借助该方程,可以预测任何一年的粮食价格。因为1801—1914年间大多数粮食价格是已知的,因此,将由回归方程预测的粮食价格同实际的粮食价格进行比较,就可检验已建立的粮食价格动态方程的正确程度。将粮食价格的实际值与理论值进行比较后看到,方程预测的价格平均误差为 $\pm 14\%$ 。这可以认为是满意的。由于粮食价格动态方程“工作”得令人满意(预测的误差不大),可以断定,1801—1914年粮食价格动态模型编制得相当不错,粮食价格“行为”确实主要受到所考虑五个因素的制约。

怎样才能阐释反映粮食价格同五个因素关系的多元回归方程中的纯回归系数呢?

五个纯回归系数中的每一个都表示,假定参加因素分析的其他因素不变的情况下,每一因素值增加一个单位,则粮食价格将**平均地均衡增长**(因为我们这里是直线方程,而且所有系数均为正值)。例如,“货币总量”的纯回归系数就意味着,1801—1914年间,随着货币总量增加1%,在其他四个因素(收获量、货币行情、世界粮食价格、粮食出口量)依旧不变的情况下,粮食价格平均增加0.53%。“世界粮食价格”纯回归系数表示,1801—1914年间世界粮食价格增加1%,在其他四个因素值(货币总量、货币行情、收获量、粮食出口量)依旧不变的条件下,俄国粮食价格则平均增加0.2%。我们注意到,粮食价格及其因素的变化以**百分比**的形式反映出来。原因在于,该回归方程是以用百分比计的相对

数目为基础编制而成的。而如果因素值以每一因素固有的绝对数目计,即世界价格、货币总量、货币行情以卢布和戈比计,出口额、粮食收获量以普特计,那么回归系数将与因素同名,即以卢布、普特计,并且将根据以卢布或普特为单位的因素值的变化,以若干戈比表示价格的平均变化。

在1801—1914年的俄国经济生活中,粮食价格动态的五个因素共同且同时起作用。它们的影响错综交织,其中每一因素不仅通过自身,而且通过其他因素,影响粮食的价格。例如,货币总量与粮食价格发生依从关系就不仅通过其自身。俄国卢布的货币行情通过货币总量影响价格,因为货币总量与货币行情相互联系。粮食出口通过自身,同时通过世界粮食价格和货币行情,与粮食价格发生联系。同样,粮食出口与货币行情通过世界价格与地方粮食价格的相互作用,而粮食出口、世界价格和货币总量通过货币行情与粮食价格发生依从关系。因为这五个因素互相作用,所以其中每一个因素任何时候都没有同粮食价格的“纯”联系,都不能在因素值不变的情况下,脱离其他因素单独起作用。这样,所谓纯回归系数只是假定的。使每一因素人为地脱离其他因素,可以显示出每一因素同粮食价格的真正联系。

完全回归系数考虑的是每一因素同粮食价格相互联系的总和(该因素同粮食价格的直接关系以及其他因素通过该因素与粮食价格的间接联系)。后者表明在考虑其他因素通过某因素与价格相互联系的情况下,粮食价格与该因素的联系。因此,完全回归系数反映该因素同粮食价格的直接关系以及与这一因素联系着的其他因素(不仅包括我们分析中考虑的除它而外的其他四个因素,而且包括未参加分析的其他所有因素)同它的间接关系。

将纯回归系数与完全回归系数进行比较,使研究者一方面能够查明粮食价格同每一因素单独的、纯粹的相互关系,另一方面亦

能查明粮食价格同其余因素经过该因素而起作用的相互关系（见表7）。

表7 1801—1914年俄国粮食价格与价格因素之间的完全回归系数与纯回归系数

粮食价格因素	纯回归系数	完全回归系数	差
货币量	0.531	0.654	0.123
世界粮食价格	0.207	0.315	0.108
货币行情	0.229	0.336	0.107
粮食收获	0.007	0.008	0.001
粮食出口	0.004	0.052	0.048
总 计	0.978	1.365	0.387

从表7看到，所有纯回归系数的绝对值都（但不是永远）小于完全回归系数，并且二者的差越大，则系数的绝对值越大。完全回归系数总值超过纯回归系数总值约为一半。由此应得出结论，完全回归系数（在我们这个具体事例中是1801—1914年俄国粮食价格同其因素的相互关系）约三分之一（ $0.3946:1.365$ ）反映了粮食价格同其他因素的间接关系，而其余三分之二（ $0.9785:1.365$ ）反映了粮食价格同其因素的“纯”相互关系。

用纯回归系数所研究的价格比用完全回归系数研究的价格更为重要，因为借助前者，可以确定因变量与每一因素的纯关系。因此，按其可能性来讲，历史分析更接近于诸如物理学家、生物学家为解决复杂的或多元的依从关系问题而在实验室条件下所进行的分析。事实上，在实验室条件下，除去其作用正被研究的一个变量以外，一切变量都将固定在一个水平或数值上，因而可以将它们看作常数，或者在实验中不考虑其影响。因此，实验结果是因为仅存的一个因素的变化而形成的。例如，在进行气体实验时，

可以保持常温，而后试验气体在各种压力下的体积，随后可以保持固定的压力，试验气体在各种温度下的体积。生物学家研究药剂对家兔机体的影响时，可以取只有一个特征不相同的两组家兔，让它们服同一剂量的药剂，以此确定这一不同的特征对实验结果的影响。在历史分析中不可能进行类似的实验室观察，纯回归系数则向历史学家提供了研究因变量同排除了其他因素作用的一个因素之间关系的可能性。

但是，亦不应该轻视完全回归系数，因为对历史学家来说，不仅现象的实质（由纯回归系数表示）永远具有重要意义，而且与生物学家和物理学家不同，那些现象的表象，以及人们不是用数学观点观察到的、而只是**感觉**到的东西，也总是具有重要的意义。研究社会生活的历史学家也应该考察人们的**错误概念、错觉和谬误**，因为它们给人们的社会生活和行为以巨大的影响。

研究复杂依从关系的历史学家，不是对全部因素而只是对一个因素感兴趣时，完全回归系数很有意义。为了考察结果变量同一个因素的相互作用，应当把其余的因素抽象化，尤其重要的是要确定这一因素同因变量的**所有关系**，即这一因素同因变量**自身**以及因变量**作为影响其他因素中介**的关系。

实际上，在社会经济现象简单回归的所有情况下，即当分析一个因变量与一个自变量的回归（请回忆一下地产收入依其规模变化的回归方程）时，回归系数都是完全回归系数，因为未排除出分析的其他因素，通过参加分析的唯一因素，都加入到与结果变量的依从关系中。在关于19世纪末贵族地产规模与收入的事例中，除地产规模以外，土质、轮种等等都影响到地产收入。在因素分析中未考察的这些因素，通过地产规模，在一定程度上与收入发生依从关系。例如，土地规模越大，收入越高；收入越高，进行农业技术改造的可能性越大。于是农业技术经过地产规模，与地

产收入发生关系,并且完全反映在完全回归系数值上,如此等等。

但当历史学家分析所有的、或者尽可能多的依从关系时,用完全回归系数估计的每一因素的“两种表演”(直接的与间接的关系——译注)就变得模糊,因变量与其因素之间关系的实质就变得畸形。我们想象一下,在表示粮食价格与其因素相互作用的多元回归方程($y=2.3+0.531x_1+0.207x_2+0.229x_3+0.0071x_4+0.0044x_5$)中,如果以完全系数来代替纯回归系数,那么因素和粮食价格的相互作用将由于同一个(这个或那个)因素与价格的依从关系被考察数次而受到歪曲。本来,货币总量与价格的相互作用可以由货币总量的纯回归系数0.531完全代表。但如果用完全回归系数估计这个相互作用,那么因为已表明货币总量通过其他因素与粮食价格相互作用,所以,货币总量与粮食价格的关系将在其他因素的完全回归系数中被重复。结果,货币总量与粮食价格的相互关系就被歪曲。由于其他所有因素的完全回归系数都有类似的作用,所以,粮食价格同其因素的总关系将被回归方程歪曲近50%,也即完全回归系数与纯回归系数总和之差:
($1.365-0.9785$): 0.9785 。

下面谈谈关于计算多元回归方程、方程参数以及关于估计方程误差涉及的问题。很显然,所研究的历史现象越复杂,回归方程也越复杂,并且依因素数目的增加,计算所耗费的力量不是按直线而是按双曲线增加。

研究者应当时刻记住,正如在简单回归中一样,在多元回归中由方程求出的系数是抽选的,与总体样本回归系数不同,因此必须估计回归系数的误差以及真实系数即回归系数总和的置信区间。

除此而外,研究者还不应忘记,正象在简单回归中确定的因变量理论值一样,根据多元回归方程确定因变量或结果变量的理论值也与实际不相符合。在这里,因变量也有剩余部分,即所考虑

因素未阐明的因变量变差。因此，研究者面临的任务是确定因变量受其因素影响的估计误差。

正象在简单回归中一样，多元回归系数的**置信区间**（可从其他样本中得到的值的区间）也取决于**抽样样本的数量**。考察的样本越多，真实的回归系数确定得越精确，样本回归系数与总体回归系数之差越小。

应当注意到，根据专业公式（在任何一本统计学的教科书中能很容易找到），无须解方程组，即可求出样本的回归系数；同样，根据专业公式，无须逐个计算因变量实际值差，也可求出样本估计的标准误差。

因此，运用回归方法分析复杂、多因素的历史现象，如分析简单现象时一样，分析的“战略”同样是，研究者以逻辑的、具体历史现象的分析为基础，选择一个或几个因素，然后计算出回归系数，并估计系数的精确性和可靠性。然而分析的“策略”则有很大不同，因为历史学家不得不利用相互作用的因素，清除它们的相互影响，并且对每一因素的纯意义以及所有因素的综合意义加以估计。

对于计算回归方程和回归系数技巧的研究，不属于我们的任务。因为历史学家可以回避和不掌握这种专业技巧。电子计算机可以成功地完成计算工作。然而电子计算机虽有如此神通，但就象已多次指出的，它却不能使历史学家摆脱对所选择因素进行逻辑的、具体历史的论证，对这种或那种形式方程的运用，以及对所求出的回归系数的阐释。电子计算机可以计算出需要的方程与系数，但是，只有研究者才懂得系数是**如何得到的**、系数在数学上和具体历史上**意味着什么**，才能研究明白计算结果。

如此看来，历史学家有必要去选择直线或曲线，有必要花许多时间揭示数学依从关系以及计算他所研究的现象与事实之间

关系的回归方程吗？回归方程提供了预言与复原丧失的历史材料的可能性，它以概括的形式反映出历史现象或事实间数量关系的性质，揭示出历史现象动态中隐含的时代规律性，历史学家通过对反映这种或那种社会经济现象动态的曲线与直线方程的比较，发现社会经济现象的异同，并据此揭示出其间的因果联系。掌握预测的能力，使历史学家在估计所研究历史现象与进程的意义时，得到了比运用传统方法更多的可能性。

这样，我们对于本章的标题“历史学家能够预测吗？”作了直接与可信的回答。历史学家能够而且应该进行预测。预测那些将要发生的和很快能够发生的事情。这种预测通常就是推测事件将如何按照由历史学家发现的事件发展趋势以及由他揭示的规律性来进一步发展。显然，这种预测不可能是绝对准确的，但是它给人们指出了必然发生的前景。这样，人们由于了解事件将可能怎样发展而感到坦然。

但是，读者也许会说，本章前面例举的关于酿酒的规模、粮食价格、地主收入以及其他小事的预测，与对将来社会发展的总体预测有什么关系？回答是：从简单到复杂。从原则上解决预测可能性问题，并从小事着手，随后我们将进行大型的、综合的预测。



第四章 令人信服的系数

(相关方法在历史研究中的应用)

历史学家早已运用了相关方法 的“工作”原则

我们已经阐明，预测的基础是要了解所研究的现象之间的依从关系。这种依从关系与一种现象对另一种现象的影响程度紧密相关，因为它取决于这种影响程度。

对于因素影响结果的程度作出量的分析，是任何科学分析的中心问题。无论视历史为缪斯或是科学的研究者，都同意这种观点。因此，运用数学方法研究历史，对历史研究中所分析的因素作出数量估计，其重要性无须再加论证。

本章将阐述历史学家运用相关系数测定因素对变量的影响程度问题。为了熟练地运用相关系数，并且能够用历史方法正确地阐释相关系数，必须首先了解相关系数是什么，它是如何计算和产生的；它在数学上和逻辑上具有什么意义。

在上一章已经说明，对于依一个或一些作为自变量的给定因素而变化的因变量，如何运用回归分析作出预测或估计。通过回归分析得到的方程或回归系数，使研究者能够清晰地确定因变量

或结果变量与其因素之间数量关系的性质，确定因变量依因素每一变化而变化的情况。

我们也已经说明，因为历史学家及其建立的回归方程不可能考虑到制约社会经济现象和进程的全部因素，所以，由回归方程预测的因变量值有误差。比较由回归方程预测的因变量的理论值与实际值，就发现二者总有差异，即估计误差。

对变量之间的关系进行回归分析，可以得到三种不同的值：

1. **真实的、或实际的因变量变差**，它需要以因变量每一个别值与因变量平均算术值之偏差的平均乘方 sy^2 来测定；2. **明确的因变量变差**，受在分析中被考虑到的因素的制约，它需要以因变量各个理论值与这些理论值的平均算术值之偏差的平均乘方 sy_1^2 来测定；3. **不明确的因变量变差**，受在分析中未能考虑到的因素的制约，它需通过由回归方程预测的因变量理论值与实际值之差同这些差的平均算术值之偏差的平均乘方 sz^2 来测定。

显然，因变量明确变差与不明确变差之和即是因变量的实际变差，也就是：

$$sy_1^2 + sz^2 = sy^2。$$

而因变量明确变差与变差总和（即实际变差）之比表明，因变量变差的多少份额（即比例）受明确变差的制约，即是说 $sy_1^2 : sy^2$ 表示因变量明确变差在变差总和中的比重。这个比率：

$$d = \frac{sy_1^2}{sy^2}$$

被称作决定系数，而这一系数值的平方根，就是有名的相关系数：

$$r_{y,x} = \sqrt{\frac{sy_1^2}{sy^2}}$$

在19世纪末贵族地产的例子中，我们有收入实际变差（ y ）— sy^2

$=8.58$, 收入明确变差 $(y_1) - sy_1^2 = 6.58$, 收入不明确变差 $(x) - s_x^2 = 2.00$, $sy^2 = sy_1^2 + s_x^2 = 8.58 = 6.58 + 2.00$,

$$r_{y \cdot x} = \frac{6.58}{8.58} = 0.88。$$

所以, 地产规模与收入之间的相关系数等于0.88。这意味着, 地产收入约77% (0.88^2) 取决于地产规模, 23% ($100 - 77$) 取决于其他因素。

在因变量与自变量之间为**曲线**关系的情况下, $\frac{sy_1}{sy}$ 被称作相关比或**相关指数** ($r_{y \cdot x}$), 它的平方被相应称作**决定指数**。如果因变量与其自变量因素间有直接关系, 即随着因素值增加因变量值也增加 (在图象上回归线上升), 那么就是**正相关**, 相关系数为**正号**。如果因素值增加因变量减少 (在图象上回归线下降), 就是**负相关**, 相关系数为**负号**。相关系数所使用的符号, 同回归系数所使用的符号一样。

在变量之间为曲线关系的情况下, 因为随着自变量值增加, 因变量值有时增加有时减少, 所以**相关指数就没有符号**。为了求出因变量各个变化方向的数据, 有必要详细考察回归曲线的各个区间。

取相关系数值为 -1.0 到 $+1.0$ 。当一个因素能说明因变量**总变差**时, 因变量理论值 (由回归方程预言) 与其实际值相同, 并且经验回归线与理论回归线重合。

因为因变量实际值的平均平方差恰好等于因变量理论值平均平方差: $sy^2 = sy_1^2$, 而两者之比 $\frac{sy_1^2}{sy^2} = 1$, 因此相关系数将等于1.0。类似的依从关系, 即当一个因素制约着因变量所有各种变化时, 称作**完全相关**, 在这种情况下, 相关系数为 $r = +1.0$ 或 $r = -1.0$, 相关指数没有符号, 为 $\eta = 1.0$ 。

在上一章关于酿酒所消耗谷物取决于酿酒生产规模的事例中，已经查明，酒精生产百分之百地决定着谷物消耗。在这种情况下相关系数等于+1，即是说，酒精生产规模与谷物消耗完全相关，前者是制约后者的唯一因素。

另一个极端则是，因变量与自变量之间**完全没有**依从关系。因变量变差**绝对**不受被考察因素变差的制约，无论因素(x)取怎样的值，因变量所有理论值(y_1)都相同，因为因变量的**同一**些值适合于因素的**所有**值。在这种情况下，因为根本不存在因变量理论值变差，其平均平方差就等于0，而因变量理论值平均平方差与实际值平均平方差之比即为：

$$\frac{sy_1^2}{sy^2} = \frac{0}{sy^2} = 0。$$

因此，相关系数或指数也等于0。类似的情况表明，**根本不存在相关**。

据此，相关系数可以取值从0到+1.0或-1.0，相关指数可以取值从0到+1.0。当然，历史学家遇到的多数问题属于非完全相关的**中间情况**。这时，相关系数(指数)的绝对值**越大**，因变量与自变量之间的联系**越紧密**，给定自变量的影响程度和在结果变量变差中的比例**越大**。正如已指出的，相关系数平方——决定系数**直接**反映了受所分析的因素制约的变化比例或百分比。因此，当相关系数(指数)的绝对值**大于**0.7，而决定系数大于0.5($0.71^2=0.5041$)时，就可以说变量之间的**联系是紧密的**，给定因素对结果变量变差的作用是决定性的(因为它制约结果变量变化的50%以上)。因此，当相关系数和指数的绝对值**从0.7到1.0**时，可称之为**高度相关**。

例如，在19世纪俄国贵族地产收入依赖其规模变化的史例中，相关系数等于0.88。因此，地产收入将近77%(0.88^2)受

地产规模影响。即是说，地产规模与地产收入的联系是紧密的，相关系数是高的，因素的作用是决定性的。

相关系数和指数绝对值从0.5到0.7，可称之为**中度相关**。变量之间的**联系**也相应是**中度**的。因为在这种情况下，因素在因变量变差中的比例少于一半，精确地说，是从 0.5^2 到 0.7^2 ，即是从25%到49%。

最后，相关系数和指数的绝对值从0到0.5，可称之为**低度相关**，因为这表明，给定因素在结果变量中的变差波动于0至25%之间，相应变量之间的联系也相应是弱的。由于具有高度精确性的决定系数值表示出给定因素在因变量变差中的比例，因此，决定系数比相关系数**更有用处**。

如此看来，因变量与因素如果是直线依从关系，进行相关分析时就运用相关系数；如果是曲线关系时，就运用相关指数。偶相关系数能够测定相关的**方向**——正向或是负向，还能测定特征之间联系的紧密程度；而相关指数只能测定联系的**紧密程度**（因为它没有正负符号）；相关系数的平方（决定系数或指数）能够表示因素**影响程度**以及给定因素在变量变差中的比例。因为相关系数取值从-1到+1，所以，决定系数值就是0到1。

由于被分析的资料有各种各样的特征，为了节省精力和简化计算程序，计算相关系数有许多种不同的公式供选用。当资料较少时，用某种相应的公式，当资料较多时，则用另一种适宜的公式；当被研究的特征不多时，用第三种公式，而需要对资料进行分组时，可能要选用第四种公式，如此等等。当然没有必要记住所有的公式，但是，计算每一类的资料应该如何选择和运用哪种专业公式，是必须知道的，否则，在计算系数时就会枉费时间。

计算一般形式的相关系数，公式如下：

$$r_{x,y} = \frac{\sum (x - \bar{x})(y - \bar{y})}{ns_x s_y}$$

x 与 y 是自变量与因变量的个别值； \bar{x} 和 \bar{y} 是其算术平均数； s_x 和 s_y 为 x 与 y 特征的标准误差； n 为考察样本的数目； \sum 为 x 与 y 所有值的各个 $(x - \bar{x})(y - \bar{y})$ 之乘积的求和符号。我们举一个计算相关系数的例子。

我们取一组值：

$$a) x_1 = 1, y_1 = 2$$

$$b) x_2 = 2, y_2 = 4$$

$$c) x_3 = 3, y_3 = 6$$

并以下列形式计算相关系数：

x	y	$(x - \bar{x})$	$(x - \bar{x})^2$	$(y - \bar{y})$	$(y - \bar{y})^2$	$(x - \bar{x})(y - \bar{y})$
a 1	2	-1	1	-2	4	-2
b 2	4	0	0	0	0	0
c 3	6	1	1	2	4	2
总数 6	12		2		8	4

$$\text{平均值 } \bar{x} = 2 \quad \bar{y} = 4 \quad s_x^2 = \frac{2}{3} \quad s_y^2 = \frac{8}{3}$$

$$r = \frac{\frac{1}{3} \cdot 4}{\left(\sqrt{\frac{2}{3}}\right)\left(\sqrt{\frac{8}{3}}\right)} = \frac{\frac{1}{3} \cdot 4}{\frac{4}{3}} = +1。$$

下面介绍一些以相关方法为基础的**逻辑原则**。

当因变量变差取决于一个因素的部分越大，相应地，因变量同这一因素之间的变化关系越一致，联系越紧密。当这一因素与其因变量值的波动绝对相同时，即波动达到**绝对一致**时，因变量变差就**完全**受这一因素制约。这时，相关系数和决定系数都等于1。

另一个极端是，因素与因变量的波动**完全不存在一致性**。这时，因变量变差**完全不受给定因素制约**，所以相关系数和决定系数都等于0。当然，通常历史学家所遇到的情况，是处于这两个极端之间的中间状态。

由此看来，运用相关方法是**依据评价因变量与其因素之间波动的一致性**或协调性这一原则而进行的，因此，称这种方法为相关。很明显，相关系数高，变量之间的联系就紧密，相关系数低，联系则弱，如此等等。

在很多情况下，研究者或是过于谨慎，或是忽视了相关系数和决定系数的实际意义，而把这两种指数仅仅阐释为变量之间波动一致和互相联系的指数。实际上，**一致性只是评价结果变量依赖于给定因素的程度的方法和手段**，或者说，是**评价因素影响因变量的程度的手段**。

其实，一致性原则早已为历史学家所熟知。各种现象的变化在时间上相合，一向是分析这些历史现象之间具有哪种依从关系，以及评价一种现象是否受另一种现象制约的**依据**，当然还有其他依据。例如，历史学家没有运用相关方法就查明，1807年俄国加入大陆封锁，^①引起了国内粮食价格下降以及从英国进口的商品价格上涨。作出这一结论，首先是根据同英国断绝贸易往来与俄国粮食价格下降是**同时发生的**。同样，由于英国废除《粮食法令》^②与1846年俄国粮食进口增长的发生具有**一致性**，因此历史

① 大陆封锁是拿破仑一世对英国实行的贸易封锁政策。1806和1807年，拿破仑先后颁布《柏林法令》和《米兰法令》，宣布封锁不列颠群岛，禁止大陆各国同英国通商。1807年俄国加入大陆封锁。大陆封锁政策使英国经济遭受严重打击，同时也使包括俄国在内的、同英国有贸易关系的大陆国家蒙受经济损失——译注。

② 1846年，英国政府废除《粮食法令》，使谷物关税降低。此后，英国成为俄国农产品的主要销售市场；俄国出口农产品的37%销往英国——译注。

学家确认，两个事件之间具有因果联系。再举一个根据一致性原则得出研究结论的典型事例（这里指的是1890—1914年俄国粮食价格波动的原因）：“尽管俄国与其他国家在粮食种植技能和生产率上有很大差别，尽管俄国在这25年内多次歉收，尽管这种或那种粮食种植多寡不一，但粮食价格曲线（在俄国和国外）的波动仍然十分一致。最后的结论是，俄国粮食价格的波动完全依从于世界粮食价格”。^①这个结论是可信的，但是从可信的准确性来看，结论还缺乏从量上评价世界价格对俄国价格的影响程度以及二者变化的一致程度，而要解决这个问题，只有借助于相关方法。

运用相关分析，使我们重又遇到在进行回归分析时已经遇到的情况。历史学家已经知道了，并正在自己的工作中运用着以相关方法为基础的逻辑原则，但是，他们没有使这些原则达到数学的精确性和明晰性，没有实现以这些逻辑原则为基础探讨类似相关系数这样的标准的可能性，借助相关系数可以对变量波动的一致性以及因素影响的程度作出数量估计。因为历史学不是精确科学，利用数学方法进行详尽分析不是历史学之所长，因而历史学家短于数学完全可以谅解。然而，既然在数学中具有以历史学家所知晓的逻辑原则为基础的研究方法，那么如果历史学家在研究中拒绝应用这种十分有益而且可以运用的相关方法，实在是不可原谅的疏忽。

相关方法具有明晰性和准确性，同时还具有为历史学家熟知的以明晰性和准确性为基础的逻辑原则。这些特点，使相关方法无论在苏联还是在国外的历史学家中，都具有极大的影响。

到现在为止，我们仅从最一般的分析上了解了相关分析。在解决原则上类似的各种历史问题时，相关分析的运用有很大区

^① 《1914年俄国与国外主要市场价格汇编》，彼得格勒1916年，第4—5页。

别，详细讨论这种区别是十分有益的。首先，对**质的特征**和**量的特征**所进行的相关分析就不相同。

我们还记得，在统计学中，将事物或现象的性质、特点或特殊性称作**特征**。例如，增长着的**数量特征**就是一些增长着的数量值，因此，这一增长着数量的各个值的区别，就表现在取**定值**的数量上，如1.5，10.5等等。

而**质的特征**的各个个体的区别，不是在数量上，而是在质的内容上：例如，工人、农民、知识分子是“社会地位”这一质的特征的变化形式，而木匠、演员、会计等等是“职业”这一质的特征的变化形式。

在对质的特征与量的特征进行分析时，怎样运用相关分析的专门方法，取决于资料的特点与性质。让我们首先了解在历史研究中如何运用相关方法分析量的特征。

历史学家运用相关方法的经验

目前，苏联历史学家运用相关分析，旨在解决三组问题：

1. 16—20世纪价格史和民族农业市场的发展；2. 16—20世纪农民经济和地主经济的要素；3. 16—20世纪农民的徭役以及对农民的剥削程度。在国外历史编纂学中，正在对更为广泛的问题运用相关方法进行深入研究，我们仅列举一二：国会选举、侨民、经济周期、收获量及其对人口发展的影响、价格史、都市化，等等。

社会学家相当广泛地运用了相关分析的方法。实际上，他们正在用这种方法解决任何一个问题。这表明，历史学家可以比现在更广泛地运用相关分析，因为他们经常是从历史学角度来研究同样的社会学问题。

下面让我们了解一下历史学家在对量的特征进行相关分析时取得的一些经验。我们从前面提到的16—20世纪俄国统一的农业市场的发展问题开始。研究贸易与价格史的历史学家们发现了下面的规律：在16—17世纪自然经济时期，国内各地区地方市场的商品价格，无论就其水平，还是就其波动讲，差别都很大。例如，如果将俄国16世纪5个最重要的贸易点（莫斯科、沃洛格达、霍尔莫格雷、诺夫哥罗德、沃洛科拉姆斯克）的粮食价格及其运动进行比较，就会发现其价格水平相差4—6倍，而且价格运动只呈现出微弱的一致性。

随着商品生产、劳动的社会分工与地理分工的发展，随着地方市场日益集中为全俄统一市场，各地区地方市场的价格水平越来越接近，价格的波动也越来越一致。到19世纪末至20世纪初，乌拉尔粮食的最低价格与北方的最高价格仅相差60%，粮食价格运动的一致性甚高，不仅地方市场的年价格上，而且连月价格的变化也都是同步的。

历史学家发现了粮食价格运动的规律性，从而得出结论：地区之间粮食价格水平的关系，尤其粮食价格运动的一致程度，就是全俄粮食市场统一程度的指数，因此也是民族市场发展水平的指数。由此产生一个问题：如何估计地方市场粮食价格运动一致性的程度？图象法和列表法都不能测定价格运动一致性的程度。但相关方法能够帮助历史学家。相关系数正是测定地方市场粮食价格运动一致性的理想手段。因为相关系数可以取值从-1到+1，这个值域能够测定出，在全俄统一粮食市场形成的各个阶段中，地方市场统一的程度。这样，借助相关方法就可能对统一民族市场形成与发展的漫长进程进行数量估计。表8反映了相关分析的结果。

表 8 16—20世纪欧俄地方市场粮食价格运动一致性动态

时 期	平 均 系 数	
	相关系数	决定系数
16世纪下半期	0.36	0.13
17世纪下半期	0.55	小于0.3
18世纪上半期	小于0.7	小于0.5
18世纪下半期	0.81	0.66
19世纪上半期	0.9	0.8
1870—1913年	0.95	0.9

平均相关系数是地方市场统一性或其融合为统一民族市场程度的指数。为找到这些指数需要计算出10万个相关系数。这些计算，10个研究者用尽毕生精力也未必能够完成，而用电子计算机却只需数小时。

应该怎样解释计算结果？

俄国粮食市场经历了漫长的发展过程。16世纪下半期，地方粮食市场之间的联系还很少，因此，一个市场对另一个市场粮食价格的依赖性也很小。在17世纪和18世纪上半期，地方市场之间的相互联系不断增长，至18世纪50年代这种联系开始显著起来。但是，地方市场的价格运动仍只是在较小的程度上受俄罗斯其他地区价格运动的制约。18世纪下半期，在1754年废除税卡^①的一定影响下，地方粮食价格运动的一致性开始变得比较高，欧俄任

① 根据1753年12月法令，俄国取消国内税卡。主要内容为，取消政府在各地区之间收取关税。根据1755年颁布的税则规定，俄国商人有权在国内进行无税贸易；外国商人登记永远为俄国商人者，同俄国商人享有同等权利。税则还对农民、贵族、外国商人经商作了限制。由于取消国内税卡，促进了俄国各地区之间的商品经济联系——译注。

何一个地方市场的价格变化大约60—70%受到其他地方市场价格的制约。

此后，地方粮食价格的相互联系不断增长。19世纪60—90年代在建立铁路支线网以后，地方粮食价格的波动90%要受俄国其他地区价格波动的制约。由此可以得出结论，统一的全俄粮食市场形成于18世纪下半期，准确地说，是在50—60年代，这时，地方市场对俄国其他市场的粮食价格、对全俄价格构成条件的依赖，开始大于对地方条件的依赖。

但是，民族粮食市场没有停滞在18世纪下半期的水平上。由于各地区之间商品经济联系的增长，直到第一次世界大战以前，地方市场一体化的进程还在继续，全俄粮食市场在资本主义基础上的统一仍在加强。这样，正如И·Д·科瓦利琴科和Л·В·米洛夫在自己的研究中指出的，19世纪末形成了全俄农业市场——所有农业商品和劳动力的统一民族市场。

粮食价格动态的事例告诉我们，当需要**估计**这些或那些现象变化的一致性，并以此为基础，作出关于这些现象之间的依从关系、相互影响、或一种现象对另一种现象影响程度的结论时，相关分析可以极为精确和卓有成效地“工作”。在这种情况下，对历史学家来说最重要的仍然是，首先要进行具体历史分析与逻辑分析，查明被研究现象之间联系存在的事实，然后，才能借助相关方法估计其间联系的程度。研究者应当时刻记住，为了解释作为**因素**对结果变量**影响程度指数**的相关系数，必须**首先进行质的、具体历史**的分析，只有这种分析才能提供根据，以把一个变量视作因变量即结果，而把另一个变量视作因素即原因。相关分析本身并不能解决因果联系问题。它的作用就象磨盘，只能出色地碾碎历史学家填上的谷物。

苏联历史学家集中研究了革命以前俄国劳动人民的状况，特

别是在1917年以前作为居民主体和国家主要生产力的农民的状况。在研究过程中经常产生两个问题：农民经济的繁荣依赖于哪些因素？它被地主和国家剥削的程度如何？为了解决这些问题，近来历史学家开始运用相关分析，因为正是这种分析可以通过比较而查明影响农民经济状况的各种因素的作用。相关方法展示出什么样的研究可能性？让我们考察一些具体事例。

历史学家已经熟知，影响农民经济状况的有如下因素：1. 土地占有和土地利用；2. 牲畜；3. 经济财产；4. 劳动力；5. 赡养人口；6. 手工业活动；7. 地租和赋税。但是，将有关农民经济水平和因素的材料进行简单的比较，不能解决每一个因素以及所有因素如何分别与共同影响农民经济繁荣的问题。表9归纳反映了19世纪特维尔省中等农户特征的材料。

表9 19世纪特维尔省农户经济统计材料

因 素	平均每个农户占有					
	1800年	1820年	1840年	1860年	1880年	1900年
牲 畜 (头)	2.5	2.3	2.0	1.9	1.6	1.5
土 地 (俄亩/口)	3.3	3.0	2.6	2.3	2.0	1.8
劳 动 力	4.2	4.1	4.2	4.0	3.7	3.2
赡养人口	2.3	2.1	2.1	2.0	1.8	2.0
手工业收入 (卢布)	5.4	8.5	14.5	12.3	16.9	18.6
收 入 (卢布)	23	28	37	40	55	70
地租和赋税 (卢布)	5.5	9.5	15.5	13.2	17.4	20.5

从表9看到，牲畜、土地和劳动力数量呈下降趋势，而手工

业收入呈增加趋势。同时，农户总收入和赋税都在增长。农户收入额的增长受到下列因素的制约：由于丰收和其他因素，农户劳动生产率提高；手工业收入增长；农业商品价格提高等等。如果简单地将收入、赋役和反映农民经济的各基本因素进行动态比较，那就不可能估计每个因素对于农户经济状况所起的作用，以及地租和赋税的增长在多大程度上依赖于农民经济的现状和变化。对此，相关分析可以作出相当准确的回答（表10）。

相关系数（参见表10）表明，农民经济水平同时依从于一组

表10 19—20世纪初俄国农民经济水平与决定水平的各因素之间的依从关系(相关系数)

因 素	俄 罗 斯 省 份					
	黑 土 地 带			非 黑 土 地 带		
	19世纪上半期	19世纪末—20世纪初	20世纪20年代	19世纪上半期	19世纪末—20世纪初	20世纪20年代
土地占有	—	0.60-0.70	0.82	—	0.60-0.70	0.83
播种面积	0.75-0.85	0.80-0.90	0.80	0.80-0.85	0.70-0.80	0.85
牲 畜	0.75-0.85	0.75-0.85	0.80	0.75-0.85	0.70-0.80	0.71
劳 动 力	0.85-0.90	0.50-0.60	0.81	0.85-0.90	0.40-0.50	0.81
赋 税	0.75-0.90	—	—	0.75-0.90	—	—

В. П. 达尼洛夫、Т. И. 斯拉夫科：《关于苏联农业税收报告资料的研究方法》，《苏联历史》1972年第5期；

И. Д. 科瓦利琴科：《关于运用数学方法分析历史统计资料》，《苏联历史》1964年第1期；

И. 西利德米亚埃、Л. 维汉杜：《关于运用数学方法研究封建地租文献》，《塔尔图大学学术论丛》1966年第183期。

因素，其中每一因素都有重要的意义，所有的因素互相联系。这个结果完全合乎逻辑：如果农户缺乏任何一种生产要素，例如牲畜或土地，就不能正常生产。同时各个生产要素互相制约：耕种一定的播种面积需要相应数量的劳力和生产工具等物质要素。

但与逻辑分析不同的是，相关分析可以确定在农民经济中各个因素的相对作用，并且彻底研究各个因素作用的演变，这对于历史学家特别重要。在将封建主义和资本主义时代农民经济水平与因素之间的相关系数进行比较之后发现，在封建时代，所有因素对于农民经济的作用几乎都一样（劳动力的作用大一些）；在改革后的农村中，播种面积和牲畜数量对农户经济水平影响相对大一些，其次是土地占有，影响最小的是劳动力。

上述结果说明了什么？影响农户经济的各个因素作用的变化与什么相联系？

与其他因素相比，农户中劳动力的年龄和人数的意义相对降低，这说明，在改革后的农村，农户自有劳动力的保障意义已退居次要地位：农户可能有许多劳动人手，但这已不能保证其经济的繁荣，因为经济的发展还需要货币、土地、牲畜和其他财产。

19世纪下半期影响农民经济各个因素作用的变化说明，在农奴制时代的农村，由于村社根据农户劳动力数量平均分配土地，因此，农户在很大程度上自然地得到了土地保障，农户经济中劳动成员的构成在各种其他因素中就占有决定的地位。除此而外，农户拥有一定数量的土地保障还因为，地主不欢迎那种不能交纳全部赋税，反而要地主接济的破产农民。农奴制改革以后，农村状况根本改变了。村社制度以及与之相联系的土地重新分配与平均使用的制度被削弱，由于这一变化，农民之间的土地分配变得很不均衡。与此同时，由于农民普遍缺少土地，由于非农业收入增加，使农村与市场之间的联系加强，农民经济十分依赖城市收

买商和市场，也即商业和工业资本。因此，农民经济水平开始不仅取决于所拥有的劳动人手，而且取决于所拥有的货币、财产，以及财产所有者的经营素质和资本主义进取精神。

表10概括了20世纪20年代即集体化以前，苏联农村影响农户的各个因素的作用数据。这一时期，各个因素的作用同19世纪末20世纪初相比，发生了变化：它更接近于19世纪上半期的水平，即各个因素对农户经济水平的影响几乎并驾齐驱。这说明，在20世纪20年代，农民经济变得比20—30年以前更消费化和实物化。这是因为，20年代土地按人口和劳动力分配，因此，农户的劳动成员以及与此相联系的播种面积对农民经济的繁荣又重新具有决定意义。上面的结论同在历史文献中查明的下述事实完全相符：由于贯彻“土地法令”，俄国农业中资本主义因素的作用明显地被摧毁。在农村中进行这种革命改造，其结果，是使20年代小农生产成为半实物、半消费的经济。

上述由回归分析补充的关于农民封建赋税与经济状况之间依从关系的相关分析，提供了不少重要的结果（见表10）。情况表明，地租水平受到农户生产实力和财产状况紧密制约。我们通过静态（确定的时刻）和动态（19世纪上半期各个时期，各种规模的财产）考察得出农户地租、经济水平、收入之间的相关系数，是从+0.8到+0.9。这就表明，第一，赋税按照农户经济水平的提高和收入的增长而增加，**不是下降**，因为如果下降，那么农户收入、经济水平与赋税之间的联系应是逆向的，相关系数应是负号，即赋税增加，农户经济水平反而降低。第二，税收的变化幅度尽管与农户经济水平很一致，但不是绝对的，即是说，地租**没有吞噬农民的全部收入**，还给他们留下了一些东西。

爱沙尼亚历史学家积极利用数学分析方法，在研究17—19世纪地主和农民经济发展的过程中，取得十分重要和有趣的结果。

借助于相关分析，他们查明，地主的播种面积与农民的播种面积之间，农民和地主播种面积的总和与农民的播种面积之间，都是**正向而非逆向**联系。这种联系与前面所预测的联系一样，也是紧密的，用相关系数表达分别为0.83与0.84。这表明，地主播种面积的增长不是与农民播种面积的减少相联系，而是与农民播种面积的增加**相伴随**的。其次，徭役的多少与农民的播种面积也有直接与紧密的联系——它们的相关系数等于0.81，这也证明了前面的观察：随着农户水平的提高，赋税是增加的。

上述相关分析使爱沙尼亚研究者对17—19世纪上半期爱沙尼亚经济得出第一个结论：在贵族经济与农民经济的发展中，地主与农民之间具有**物质利益关系**，超经济强制已与经济手段相结合。正是因为这种结合，保证了农奴制时代爱沙尼亚农业生产的不断增长。

第二个结论是，封建地租以农民经济的发展为限，而不是多到导致农民经济下降的程度。当剥削强度高到排除农民经济正常发展任何可能性的时候，封建赋税对农户经济状况才发生决定影响。但是，在地租未造成这种危机作用以前，在绝大多数情况下，对于农民经济发展起主要作用的仍然是劳动力、牲畜、土地保障等其他因素。

历史学家在相关一回归分析基础上得出的结论，使我们对下面关于农民经济状况与地租关系的认识要作重要修正：在农奴制时代，地租总是影响农民经济发展的决定因素，阻碍农户经济的增长，使农民力不胜任、经济破产。这种结论在爱沙尼亚将在什么程度上、什么范围内适用呢？回答这个问题，还有待于研究者的工作。

得出地租与农户经济之间相互联系的研究结论，历史学家要花费很大精力，进行很多的计算。例如，为查明19世纪初爱沙尼

亚地租与农户经济这类的依从关系，需要分析40份地产中农民经济的12种因素、以及142份地产中的22种因素与地租的相互关系。用人工完成计算显然需要大量时间，因而需要使用计算机，利用计算机按照现成的专门程序完成计算既快又精确。

对赋役一税收与农民经济中因素之间相互联系进行相关分析，在某些情况下，还可以回答课税原则的问题，如果它是未知的。研究14世纪拜占廷土地法律关系的研究者遇到了类似的问题。为查明课税规则，研究者计算了农户税收与各种财产、牲畜、家庭成员数目、耕地规模、果树数量等等之间的相关系数。在比较相关系数值的基础上，确定了所计算的各个课税对象重要性的次序。有关资料的相关分析表明，对税收影响幅度最大的是家庭成员数和作为农户收入基本来源的那一种财产。由此得出结论：在14世纪，拜占廷按人口—财产课税的原则占统治地位，这种原则表现出罗马晚期时代对依附民和非特权居民课税规则的特点。根据相关分析得出的结论，对在历史文献中形成的概念作了重要的、更为准确的说明：在14世纪，拜占廷并未保持按土地征税的罗马原则。^①

我们已经谈到，在国外的历史编纂学中，历史学家也正在广泛利用相关分析，并且十分成功。例如，运用相关分析查明了在漫长的时期（1753—1913年）内瑞典的收获量同出生率、结婚率、死亡率、生育力之间的依从关系（表11）。

相关分析使历史学家探寻出十分重要的规律性。在18世纪和19世纪40年代初以前，收获量对人口发展进程有明显的影响，因为在结婚率、生育力和出生率的变化中，收获量影响的比例为25—42%。但是从19世纪中期开始，人口发展过程从收获量波动的影

① K·B·赫沃斯托娃：《拜占廷晚期（14—15世纪）土地法律关系的特点》，莫斯科1968年，第120、135页。

表11 瑞典1753—1913年收获量对人口发展的影响

年 代	收获量指数之间的相关系数			
	结婚率	生育力 *	出生率	死亡率
1753—1783	0.61	0.58	0.55	-0.58
1784—1807	0.57	0.57	0.51	-0.12
1815—1838	0.64	0.62	0.60	-0.09
1839—1862	0.25	-0.09	-0.08	-0.16
1863—1892	0.25	-0.25	0.20	-0.41
1893—1913	0.22	-0.02	0.04	0.02

* 生育力：1000名育龄（15—49岁）妇女的分娩数。

响下“解放”出来，开始取决于其他一些因素。这种变化的原因在于，第一，到19世纪中叶，瑞典农业达到这种发展水平：在很大程度上摆脱了气候条件的影响，并且开始不受气候波动的制约而对居民保证农产品供应。第二，工业革命引起居民大量流出农村，城市居民迅速增长，众所周知，城市居民人口的发展对农业生产的依赖并不大。

在任何研究中，历史学家总是与**抽样**资料而不是考察对象的总体打交道，指出这一点非常重要。历史学家在进行相关分析的基础上，得到抽样样本的相关系数或相关指数，得出关于依从关系性质、变量之间联系紧密程度以及给定因素在结果变量变差总和中的比例。在这种情况下将产生一个问题：如何估计抽样样本相关系数的可信程度？确定样本数超过30以上的样本**相关系数标准误差**，可按下列公式：

$$sr_{y \cdot x} = \frac{1 - r^2_{y \cdot x}}{\sqrt{n - 1}}$$

$sr_{y \cdot x}$ 是样本相关系数误差； r 为相关系数； n 为考察样本数。

在农民地产收入值的例子中，样本相关系数是0.88。那么它的标准误差即是：

$$sr_{y \cdot x} = \frac{1 - (0.88)^2}{\sqrt{10 - 1}} = \frac{1 - 0.77}{3} = \frac{0.23}{3} = 0.08。$$

因此，19世纪末俄国贵族地产规模与收入总体的真实相关处于从0.88-0.08到0.88+0.08，即是从0.8到0.96的区间。

应该指出，对于考察样本数在30以下的小样本，估计样本相关系数的可信程度最好不用这个公式，而用专门统计表和图象。顺便说明一下，统计表和图象方法也可以用来确定中等样本与大样本的相关系数的可信程度。

用相关指数剖析复杂联系

以上考察的所有相关分析的实例，都属于因变量和自变量具有**直线联系**，即随着自变量的增加或减少，因变量也均衡地增加或减少这种情况。但是我们已经知道，变量也有处于**曲线依从关系**的情况，即在变量变化的范围内，因变量值的变化是非直线型的（参见第67—69页）：随着因素值增加，结果变量非均衡地变化，有时增加有时减少。如果变量处于曲线依从关系，那么可以用抛物线、双曲线回归方程及其他曲线方程表示。在这种情况下，如果使用相关系数，就**低估**了变量间联系的紧密程度。例如，当变量之间为曲线依从关系时，相关系数值也可能等于0，但是实际上，这时变量之间却有紧密的联系。因此，当变量之间处于**曲线联系**时，就必须运用**相关指数**（也称作相关比）。这里有两个非常典型的例子。

通过对爱沙尼亚17—19世纪上半期地租水平与农民经济状况

之间依从关系的分析，得出相关系数是一个不大的数字0.36，而决定系数是 $0.36^2=0.13$ 。由此应该得出一个结论，农户经济状况对整个地租水平的影响只占13%，地租水平主要是由地主贪欲恣肆程度所决定。但是，相关指数却是0.86，决定指数是0.73。由此又可以得出另外的结论：地租水平有73%受农民经济状况制约，换言之，农民经济状况是地主确定赋税数额的决定因素。由于地租与农民经济状况之间表现为曲线关系，相关系数对其间联系的紧密程度已不能作出恰当的评价。从地租与农民经济状况之间表现为非直线性的关系，还可以得出另一个重要结论：在确定地租数额时，地主力图使农民感到自己的劳动有利可图，为此，地主必须与工具较齐备的殷实农户分享其经济劳动得到的最后一点辅助收入。如果地主独吞这种收入，那么地租将按正比例增长，换言之，将随着农户财产的增长直线上升。

第二个例子。研究的课题是：60年代苏联工人的工龄、年龄、教育、提出的合理化建议数量、工资以及他们掌握的相近专业的数量对劳动生产率产生什么影响。相关分析结果归纳为表12。

表12 20世纪60年代苏联工人劳动生产率与影响劳动生产率各因素之间的依从关系

因 素	相关系数	相关指数
工 龄	0.250	0.426
年 龄	0.212	0.415
教 育	0.094	0.107
相近专业数量	0.176	0.252
合理化建议数量	0.119	0.177
工 资	0.451	0.560

从表12看到，6个因素的相关指数都比相应的相关系数大0.5—1倍。由此得出结论，劳动生产率与制约劳动生产率各因素之间的联系是非直线的，依从关系不是正比例的。

为了得到可信的相关指数，需要占有比求得正确的相关系数更多的材料。若将两者的计算相比，计算相关系数更简单，更迅速。

这样，与相关系数相类似，**相关指数**也是因变量明确变差与因变量变差总值之比，而决定指数——相关指数的平方(η^2)——用来测定因变量由于因素作用而变化的比例，或者说因素对因变量影响程度的比例。

必须注意，在某些情况下，变量之间表现的不是因果关系，而是**相互作用与相互影响**的关系。这时，由研究目的而定，一个变量既可以视作因变量，也可以视作自变量。例如，如果分析各种因素对劳动生产率的影响，那么教育、年龄、工资都成为自变量（因素），而劳动生产率则成为因变量或结果变量。但是，如果研究者的任务是考察各种条件对工资的影响，那么此时工资则应被视作因变量，而劳动生产率则成为自变量。变量之间无论处于曲线联系还是直线联系时，都常有类似的情况。譬如，考察贵族地产规模对地产收入的影响时，地产规模就是自变量或因素，而收入额则是因变量或结果变量。若研究者需要确定地产收入对地产规模的影响（这样提问有助于研究一个很重要的问题：生产型和寄生型的地主怎样花费地产收入或剩余产品？），那么，地产收入额就应被视作自变量，而地产规模则成为因变量。

如果将变量更换位置，那么在变量之间处于**直线**联系时，相关系数值**不变**，在处于**曲线**联系时，相关指数将**改变**。例如在地租水平依赖于农民经济状况的事例中，当农户的经济实力作为自变量时，相关指数为0.86。而若分析地租数额对农户经济的影响

时，即取地租为因素，而把农户经济视作结果变量，那么相关指数就等于0.93。得到的结果意味着，地租与农户经济处于相互作用之中，-但是他们的作用不是绝对同义的：农户经济水平对地租水平的影响小于地租对农户经济水平的影响。对于历史学家来说，类似的结论具有重要意义，因为它证明，在确定地租数额时，农户绝不是被动地承受，而是积极地发挥作用，迫使地主考虑交纳地租的可能性。

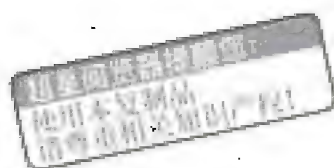
这样，在变量之间的依从关系是直线形式的条件下，可以正确地估计因素对结果变量影响程度的是决定系数，而在依从关系是曲线形式的条件下，则是决定指数。

还应该注意到一个很重要的情况，无论在测定直线联系还是非直线联系的紧密程度时，相关指数都同样适用。因此，当难以确定变量之间的依从关系形式时，可以首先算出相关指数。相关系数却没有这种适应性，因为运用相关系数要求具备两个条件：变量之间具有直线联系，总体样本选择的随机性。而如果运用相关指数，除需要足够数量的考察样本之外，不要求具备其他条件。因此，相关指数是除去研究者意志以外联系的**万能指数**，它能自动地适应变量之间任何形式的联系。尽管如此，运用相关指数却存在着夸大变量之间依从关系程度的危险，特别是在两种情况下：考察样本数量不足，未经回归方程计算即仅依据对材料进行分组就求出相关指数。抽样样本数目增加将会减少类似的危险性。

在研究实践中，测定变量之间的联系常常从计算相关系数开始，以便大概地估计变量之间联系的程度，进而计算相关指数。在这里，首先要对两个指数（即相关系数与相关指数——译注）进行比较，找出它们不同的原因，分析变量之间属于哪种联系形式，然后选择相关系数抑或相关指数作为表示变量之间联系密切

程度和因素对因变量影响程度的基本指数。

在事物中间



以上我们考察了两个变量的相关关系。但是，在研究复杂社会进程时，历史学家往往涉及这样的问题：为了解决问题，必须考虑同时起作用的一系列因素。

在数学中有**多元相关**的分析方法，用来评价所有因素的集合对结果特征的共同影响。因素与因变量之间无论处于直线联系还是曲线联系，这种方法都可适用。但是，由于无论是建立曲线方程还是阐释曲线依从关系的分析结果都比较困难，因此往往允许对联系紧密性程度作不准确的评定，以便将变量的曲线关系转换为直线关系，换言之，要简化分析任务。这往往也能得到较好的结果，但如果这种简化过分，以致严重降低了分析的价值，那么就只得仍按变量之间为多元曲线依从关系的情况处理。

下面，我们来考察历史学家在实践中常遇到的直线多元相关关系的事例。但所有事例都同样涉及到曲线多元相关。

历史学家在研究有几个因素同一个结果变量或因变量的问题时，面临着两个任务：1. 如何判断每个因素对因变量的“纯”影响；2. 如何判断各个因素共同或集合的作用，同时又不因同一个因素多次对因变量施加影响而夸大这种集合作用。

第一个任务可以借助**纯相关系数**或**部分相关系数**解决。这种系数能够确定，在排除了其余一切因素直接或间接影响的条件下，每个因素对因变量的影响。

第二个任务可以借助**多元相关系数**解决。在变量是曲线依从关系的情况下，指数被称为部分多元相关指数或纯多元相关指数。两个指数取值均为从0到+1。

我们在考察多元回归和简单回归问题时，已经涉及到诸如几个因素同一个结果变量这类问题。对复杂进程无论进行相关分析还是回归分析，实质都是相同的：从“纯”的以及“集合”的两个方面研究变量之间的相互作用。两种分析方法的区别仅在于，多元回归是从结果变量依从于因素的变化程度这一角度研究变量之间的关系，而多元相关分析是从因素对因变量影响的程度这一角度分析问题。

在多元相关中，完全的（一般又称之为零阶的）两两相关系数与纯相关系数不同。完全两两相关系数在考虑其他因素通过给定因素对因变量同时发生或间接发生影响的基础上，测定结果变量与因素之间联系的紧密程度，而纯相关系数则排除其他因素对结果变量的这种影响。

如果想估计俄国革命以前青年人的特征——教育、年龄、社会地位对其革命积极性的影响程度，那么，教育对革命积极性的直接影响和其他因素通过教育对这种积极性的间接影响，由革命积极性程度与教育水平之间的完全两两相关系数测定。而估计教育对革命积极性的纯影响，即排除了其他因素通过教育对革命积极性的间接影响，需要用纯相关系数测定。

由于所排除的因素数量不同，因而纯相关系数划分为等级。第一、第二、第三级等各级纯相关系数各不相同。例如，只排除教育或年龄的同时作用，那么，社会出身与革命积极性之间的相关系数，将是第一级纯相关系数；而如果既排除了教育，也排除了年龄的作用，将得到第二级纯相关系数，以此类推。

纯相关系数与完全相关系数一样，可以取值从-1到+1。多元纯相关系数的计算有两种方法：根据纯回归系数，或根据完全相关系数。例如，有两个因素同一个因变量，那么在排除第二个因素作用的条件下，测定第一个因素的作用按下列公式计算：

$$r_{12.3} = \frac{r_{1.2} - r_{1.3}r_{2.3}}{(1 - r_{1.3}^2)(1 - r_{2.3}^2)},$$

r 为完全相关系数；1、2、3即在下面添写的符号，指明相关系数反映哪个因素的影响：1通常表示因变量，2、3等表示因素； $r_{12.3}$ 表示在排除第二个因素影响的情况下，第一个因素与因变量的纯相关系数； $r_{12.34}$ 即在排除第二三个等等因素影响的条件下，第一个因素与因变量的纯相关系数。如果因素数量增加，计算程序的数量将急剧增加。

我们举一个纯相关的典型事例。研究16世纪农民历史的研究者们很早以前就试图解答这个问题：农奴有大量的自有份地，还是没有耕地，依靠从领主那里取得月粮为生。要研究16世纪俄国农民的农奴化过程，在很大程度上需要正确地解决这一问题。如果多数农奴耕种自己的土地，那么说明，第一，已经产生了部分农奴与丧失了最后一点财产的农民的合流，因为按实际地位讲，自由农民与农奴是接近的；第二，在农奴制发展第一阶段的任何情况下，农奴制的农民按其出身讲，就是过去耕种土地的农奴。如果农奴差不多只耕种领主的土地，那么，类似上述的农奴与农民的合流就没有产生，因为，农奴只能从自由农民中得到补充。历史学家根据已经掌握的现有材料，测定了1539—1540年诺夫哥罗德农奴、农民的数量与全部耕地数量之间的依从关系或关系的紧密程度。^①

完全两两相关系数是：

农奴——耕地， r_{13} ——0.81

农民——耕地， r_{23} ——0.82

农奴——农民， r_{12} ——0.90

① E·H·科雷切娃：《运用相关分析解决农奴史中某些争论问题的尝试》，载《苏联历史》，1969年第4期，第142页。

正如我们所见到的，农奴数量与全部耕地规模之间有紧密的依从关系 ($r_{13}=0.81$)。这似乎说明，大部分农奴都有自己的份地，并且耕地数额的66% (0.81×0.81) 取决于农奴的数量。但是，自由农民数量与耕地规模之间同样表现出紧密的依从关系 ($r_{23}=0.82$)。由此产生一个问题，农奴数量与耕地规模之间的紧密依从关系是否反映**第三个因素**即自由农民数量的影响？换言之，自由农民的数量是否同时对农奴数量和耕地规模有重要的影响，或者说，后两者之间的紧密联系就是自由农民数量影响的结果？为了回答这个问题，在估计农奴与耕地之间依从关系程度的时候，必须排除第三个同时起作用的因素——自由农民数量的影响。农奴数量与耕地规模之间的纯相关系数是0.28。由此应当认为，农奴数量与耕地规模之间只有很微弱的依从关系，即农奴对耕地数额的作用小于8% (0.28×0.28)，农奴耕种的大部分土地属于农奴主老爷，他们并没有与自由农民合流。

纯相关系数只适用于对量的特征进行分析。除去本章下一部分所讲的情况而外，通常，纯相关系数不能用来计算质的特征。

现在，让我们考察运用多元相关分析方法的实例。这是分析19—20世纪初俄国价格形成因素过程中的一个问题。

对1801—1914年粮食价格的运动情况进行分析，查明影响价格运动的是什么样的因素，以及这些因素单独与共同的作用如何，十分重要。解决这些任务，分为三个阶段。第一阶段，通过具体历史的分析，精选那些已经或能够影响1801—1914年粮食价格运动的因素。第二阶段，借助完全相关和纯相关两个系数，评价所考察的因素对粮食价格运动的作用程度。第三阶段，测定全部因素对粮食价格的共同影响，并且判断每个因素的“纯”作用。

通过历史的、经济的分析，研究者挑选出12个因素。从理论

上看，这些因素能够影响1801—1914年俄国粮食价格的运动：

1. 居民总数；2. 城市居民数；3. 酿酒业；4. 货币周转量；5. 粮食供求关系；6. 俄国卢布的货币行情；7. 俄国粮食出口额；8. 税收；9. 粮食出口价；10. 收获量；11. 地租；12. 粮食生产费用。

依次分析每一因素影响粮食价格的程度，得出结论，理论上这12个因素对价格运动都有作用，而实际上作用明显的只有5个因素：1. 货币总量；2. 货币行情；3. 世界价格与出口价格；4. 收获量；5. 粮食出口额。其余几个因素对粮食价格的运动作用不大。要挑选起作用的因素，就必须通过具体历史分析和数学分析。起作用的因素具有这样的条件：第一，与粮食价格有真正的相互联系（通过具体历史的分析证明）；第二，相互联系紧密（通过相关分析，完全两两相关系数证明）。可见，进行具体历史分析，能够确定对粮食价格有作用的因素的“候选者”，而进行数学分析，则能提供这些因素影响价格的数量估计。最后，两种分析结合起来，便最终挑选出对1801—1914年粮食价格运动有作用的因素。

在求得完全相关系数基础上，可以对因素对于粮食价格的影响进行相关分析。在分析时，首先假设每一个因素孤立地、不依赖于其他因素而对价格起作用。当然在实际上，粮食价格的一切因素都是**互相联系**着的，即每一个因素既通过自身，同时也作为其他因素对价格作用的过渡环节，影响着价格。因此，一个因素与价格之间的完全两两相关系数，反映了价格与这一个因素的联系，以及价格与同这一因素处于相互联系之中的那些因素的联系。这一因素对于粮食价格真正的“纯”意义或大或小（同由完全相关系数表示的值相比），取决于其他因素间接作用的方向。如果其他因素间接影响的方向同被分析因素作用的方向一致，那

么，完全相关系数就夸大了后者的作用，如果不一致，则低估了前者的作用。

可见，仅借助完全相关系数，不能充分地估计彼此之间有着依从关系的因素对粮食价格的影响程度。为了正确地测定每个因素对1801—1914年粮食价格运动的作用，必须排除其他因素通过给定因素对粮食价格的间接影响。正如我们已经知道的，纯相关系数可以近似地测定因素的纯影响。说它是近似而不是精确的，是因为纯相关系数只能够排除那些参加分析的因素的影响，而不能排除未参加这一分析的因素的影响。

在估计因素对粮食价格集合的或共同的影响时，同一个因素的影响不能考虑两次：首先考虑因素自身的影响，然后又考虑它通过其他因素的间接影响，为此必须特别注意因素的纯影响。而仅仅考虑因素“纯贡献”的多元相关系数，能够避免因素的“两面戏”。

对1801—1914年俄国粮食价格运动的因素进行相关分析，结果如表13。

表13 5个最重要因素对1801—1914年俄国粮食价格总体运动的影响

因 素	相关系数		决定系数	
	完 全	纯	完 全	纯
货币总量	0.70	0.58	0.49	0.33
货币行情	0.47	0.24	0.22	0.06
粮食出口额	0.44	0.33	0.19	0.10
收获量(粮食)	0.12	-0.31	0.01	0.09
世界粮食价格	0.23	0.56	0.05	0.31

分析结果证明，货币总量对粮食价格总体运动的纯影响最

大，为33%，世界粮食价格仅逊于货币总量，为31%。其余三个因素——收获量、粮食出口额、货币行情的纯影响总和（ $9+10+6=25\%$ ），还不如货币总量或世界粮食价格的影响。收获量和世界价格的纯影响，比由完全相关系数表明的大几倍；其他因素，尤其是粮食出口额，削弱了它们对价格的影响。

纯相关系数表明，收获量对价格的影响是逆向的，即纯相关系数是负号，价格与收获量表现出这样的相关情况：当收获量减少的时候，价格提高；相反，收成好的时候，价格则降低，并且，这种影响还相当大，达到9%。世界价格的纯影响是31%，比完全相关系数所表明的影响大5倍。它正确地反映了世界粮食价格对俄国价格总体运动的真正作用。货币总量、货币行情、粮食出口额的纯影响，比它们的完全影响少 $1/3-2/3$ 。因为这些因素积蓄了其他因素对价格的作用。例如，货币总量对粮食价格的影响，直接作用为67%（ $0.33:0.49$ ），当它对其他因素起中介作用时，间接影响为33%（ $(0.49-0.33):0.49$ ）；货币行情的影响，相应地为27%和73%；粮食出口额的影响，为47%和53%，等等。

估计收获量和世界价格对俄国粮食价格总体运动直接的与间接的影响，是一个十分复杂的任务，因为其他因素不是加强了、而是削弱了它们的作用。显然，在这种情况下，世界粮食价格的直接影响是100%（ $0.31:0.31$ ），经过其他因素的间接影响是负84%（ $(0.31-0.05):0.31$ ）^①，而收获量的影响，相应地为100%和负90%。

5个最重要的因素对俄国粮食价格总体运动的共同作用为74%，因为多元相关系数为0.86，多元决定系数为 $0.86 \times 0.86 =$

① 原文有误，应为 $((0.05-0.31):0.31)$ ——译注。

0.74。在因素分析中未考虑到的因素对粮食价格总变化的制约比例为26% ($100-74$)。

对于货币总量、货币行情、粮食出口这三个因素来说，是第四级相关，即在排除其他4个因素对价格作用的条件下，纯相关系数绝对值比完全相关系数小；对于收获量和世界价格这两个因素，纯相关系数绝对值却比完全相关系数大。纯决定系数值总和(0.89)比完全决定系数值总和(0.96)更接近于多元决定系数值(0.74)，因此，每一个因素不仅自身对粮食价格有影响，而且也是其他因素影响的过渡环节。但是，纯决定系数值总和毕竟超过了多元决定系数值0.15 ($0.89-0.74$)，因此，借助纯相关系数，甚至也不能完全摆脱其他因素同时发生的影响。为什么呢？

第一，纯决定系数测定给定因素对因变量影响的比例，仅是以消除参加分析因素发生的影响为前提。例如，在估计只有5个最重要的因素参加分析的事例中，实际上还有其他因素对粮食价格发生影响。

第二，由于变量之间的联系过于复杂，变量的作用纵横交错，并且还有为研究者未知的因素，因此，挑选和测定各个因素的“纯”影响极为困难，并且在实践上完全行不通。这就导致当所有因素互相不依赖时，不可能建立计算多元相关系数和纯相关系数的理想模型。

纯相关系数值并不绝对总是小于完全相关系数，发现这一点是重要的，因为同时发生的影响总是既可能削弱、也可能加强给定因素的纯影响。譬如，在俄国价格运动因素的事例中，世界价格和收获量的纯影响，就被同时起作用的那些因素弄“模糊”了的影响大。而收获量对粮食价格的影响，正象纯相关系数所证明的，实际上不仅超过了由完全相关系数估计的作用，甚至出现了相反的情形：当收获量增长的时候，使得价格降低，而不是象

从完全相关系数得出的结论那样，使价格提高。在这种情况下，其他因素经过收获量对粮食价格的间接作用，不是“模糊”了，而是歪曲了收获量对于价格的真正作用。

19世纪70年代的革命者 是些什么人

历史学家常常要研究那些无法以数值计量的各种特征之间的关系。在这种情况下，就可以运用结合系数或联系系数（用 Q 表示），以及限额系数或连结系数（用 Φ 表示）来确定这些特征间的相互关系，上述这两种系数都是相关系数的一种变换形式。如果历史学家掌握所研究的特征存在与否的材料，或是要研究两种性质对立的特征之间的相互关系，例如，是工人与不是工人、是革命者与不是革命者、丰收与歉收、有学问与没有学问等等之间的相

表14 革命者开始革命活动前受教育的程度(%)

学 校 类 别	毕业 学生	未能毕业者		该类学生在学生 总数中所占比例
		已结业	未结业	
大 学	45	7	4	9
中等学校	18	11	4	20
其 中：				
教会中学	5	2	1	18
医务学校				
师范学校	6	5	0	12
古典中学	7	4	3	60
其 他	4	5	1	1
总 计	68	23	9	100

互关系，那么要评定这些性质特征间的联系就必须运用联系系数或连结系数。

让我们用19世纪70年代俄国革命运动问题的一些具体历史事例来分析一下联系系数和连结系数的“作用”特点。

从关于19世纪70年代俄国革命运动参加者的材料^①来看（表14），2/3的革命者是各类大学和中学的学生，只有1/3的人未在任何地方就读。但就是在那些未在校就读的人中大部分（即32%的未在校读书者中的23%）都学习结业，其余的9%都上过学，但因各种原因辍学。

上面引用的材料使人感到，在校学习使得青年趋向革命。要检验这个假定正确与否，就必须借助联系系数和连结系数来估计在校学习同参加革命运动这两者间的相互联系的程度。为了计算这两个系数，我们制定出一个专门表格，叫做**四项轮流组合制**（表15）。

表15 19世纪70年代革命运动参加者与未参加者按在校读书与否的情况分类(%)*

读 书 与 否	参加革命运动与否		共 计
	已 参 加	未 参 加	
在 读 书	0.005	0.103	0.108
不在读书	0.002	99.890	99.892
总 计	0.007	99.993	100.0

* 联系系数和连结系数可按绝对数据或按在考察的总数的基础上计算的百分比来计算。只有绝对数据是较大数目时才可用百分比表示。

① A·A·希洛夫、M·Г·卡尔帕乌霍娃编：《俄国革命运动的活动家传记辞典》，第2卷，第1—4分册，莫斯科1932年。

联系系数是0.99，连结系数是0.20。联系系数高说明，在校读书这一情况对青年人参加革命运动的确起很大作用。但连结系数低又说明，在校学习绝不是使青年人参加革命运动的唯一因素。学生中大约96%的人没有参加革命运动这一事实就说明了这一点。将分析两种系数得到的结果联系起来就可以看出，革命者一般是学生，但学生并不一定是革命者。

我们进一步发现（见表14），革命者大部分都上过大学。由此可以推断，比起在校学习这种一般情况，在大学学习是否才是更为本质的因素呢？我们再次借助联系系数和连结系数来检验一下这个假定正确与否（表16）。

表16 19世纪70年代大学生与非大学生参加革命运动的情况(%)

是否大学生	参加革命运动与否		共 计
	参 加	未 参 加	
大 学 生	2.6	6.2	8.8
非大学生(其他学生)	1.3	89.9	91.2
总 计	3.9	96.1	100.0

联系系数达0.94，连结系数也相当可观(0.43)，这就证实了我们的推测：在大学学习对青年趋向革命起着更大作用。然而连结系数也使我们理由认为，在大学学习并非促使青年参加革命的决定因素。

分析关于19世纪70年代革命运动参加者社会地位的材料（表17），就不能不注意到又一个十分重要的事实：将近40%的参加者是贵族。那么我们可以运用联系系数和连结系数来判定一下，贵

表17

19世纪70年代俄国各类学生与革命
运动参加者的等级构成(%)

等 级	学 生 类 别		参加革命 运动情况
	中 学 生	大 学 生	
贵 族	47	57	40
僧 侣	5	15	22
城市等级	34	23	29
其中:			
商人, 荣誉公民小	—	9	15
市民, 行会手工业者	—	14	14
农 民	8	3	9
外 国 人	2	2	—
其 他	4	—	—
总 计	100	100	100

族出身与参加革命运动是否有关系? 或者贵族出身是否促使了参加革命运动? 为了回答上面的问题, 将必要的材料编制成表18。

表18

19世纪70年代革命运动中贵族出身与参加
革命运动的关系(%)

是否贵族	是否参加革命运动		共 计
	参 加	未 参 加	
贵 族	0.01	0.20	0.21
非 贵 族	0.09	99.70	99.79
总 计	0.10	99.90	100.0

联系系数高达0.94, 说明贵族出身对这类人参加革命运动起

着作用；然而连结系数之低（0.04）也表明，属于贵族等级这一点绝不是促使青年学生参加革命的决定的、也远不是唯一的因素，因为贵族出身的人大部分都未参加革命运动。而且众所周知，在19世纪70年代的俄国，教育在很大程度上是贵族享有的特权。由此产生一个问题：贵族出身与参加革命运动之间的密切关系是否反映了有很多青年学生出身贵族这个事实呢？为解决这一问题，我们要考察关于学生的等级构成的材料（见表17）。

从表18的数据看，贵族出身的学生确实占多数。贵族出身与青年学生两者间的联系系数是0.98，连结系数是0.10（见表19）。

表19 19世纪70年代俄国学生的等级构成(%)

是否贵族	学 生	非 学 生	共 计
贵 族	0.2	1.0	1.2
非 贵 族	0.2	98.6	98.8
总 计	0.4	99.6	100.0

贵族出身与青年学生之间的密切关系证实了我们的假定：贵族出身与参加革命运动之间的关系反映学生中几乎有一半人是贵族出身。当然也应强调指出，贵族与非贵族出身的学生之间的连结系数很低，这表示贵族出身并非上学读书的唯一条件，其他种种因素也起着作用，比如财产、人事关系、个人素质、机会等等。

这样，借助联系系数和连结系数，我们就能够判定，在19世纪70年代的俄国，教育、上学读书特别是在大学读书，对于形成革命情绪有着重大意义，而贵族出身对于贵族出身的学生的革命积极性形成并没有独立的意义。

现在我们来研究一下计算联系系数和连结系数的基本公式。为了计算系数，可以制定一个用如下形式表示的四项轮流组合制图表：

特 征	甲	非 甲	乙
乙	a	b	$a+b$
非 乙	c	d	$c+d$
总计 Σ	$a+c$	$b+d$	n

上表中 a 、 b 、 c 、 d 为所研究的甲、乙特征与非甲、非乙特征的频数； $a+b+c+d=n$ 指考察的数目， Σ 是总和符号。

联系系数的计算公式是：

$$Q = \frac{ad - cb}{ad + cb}$$

连结系数的计算公式是：

$$\Phi = \sqrt{\frac{ad - cb}{(a+b)(c+d)(b+d)(a+c)}}$$

象相关系数一样，两种系数都取从-1到+1之间的值。如果系数的绝对值大于0.5，可以认为所研究的特征之间存在重大联系。

在估计某一些特征之间的相互关系时，连结系数的绝对值往往小于联系系数，这是由于连结系数评定相互关系往往比联系系数更深入细致。同时，联系系数越小，则它同连结系数的差别也越大。两种系数的不一致正说明它们具有不同含义。联系系数只从一个方面来估计特征间的相互关系：某客体存在甲特征如何使它出现乙特征（教育如何促使革命情绪产生）。连结系数则同时从两个方面来估计特征之间的相互关系：1. 某客体存在甲特征如

何使它出现乙特征；2. 某客体不存在甲特征（或存在与甲完全相反的特征）如何使它也不存在乙特征（或出现与乙相反的特征）。正因如此，连结系数的绝对值几乎总是比联系系数小 $1/2$ 。比如，在评定受教育对革命倾向的影响时，联系系数只阐明一个问题：受教育如何使得革命倾向产生？而连结系数则同时解决两个问题：受教育如何使得革命倾向产生和没有受教育又如何影响到没有革命倾向？

两种系数含义上的区别也反映在名称上：联系系数是说明特征间的**简单联系**，连结系数说明特征间的相互作用或**连结性**。

由于联系系数和连结系数只是评定那些没有以完整准确的数量关系来表示其程度变化的特征之间的联系，因而这两种系数并不能准确测量**给定因素对于结果特征的作用**大小，不能以准确数量确定所研究的特征之间的相关程度。然而，借助联系系数和连结系数的确可以判定特征间相关程度的**有无和大小**。比如，系数值0.8两倍于系数值0.4，并不能证明特征间的相关程度也大了一倍，但可以说，系数值是0.8的时候，比起系数值是0.4以及一般小于0.8的时候，特征间的相关程度是扩大了。

与相关系数不同，使用联系系数和连结系数可以用符号表示相关的方向，即相关是正向还是逆向^①，但使用符号要慎重。

当特征的程度可以按某种标准粗略分为三组或更多几组的时候，历史学家可以使用**相互连结系数**（用C表示）。例如，革命者可以分为这样几组：接受教育的程度，可分为文盲、受过初等教育、受过中等教育、受过高等教育等组；按社会地位，可分为特权阶层、非特权阶层、被剥削阶层等组；按参加革命运动的程度，可分为一般参加、被捕过一次，被捕过两次等组。我们用判

^① 正向即正相关，逆向为负相关，下同——译注。

定受教育的程度与参加革命运动的程度两者间依从关系这个例子来分析一下相互连结系数的用法（表20）。

表20 19世纪70年代参加革命运动的程度
与受教育程度的依从关系

参加革命的程度 受教育的程度	一般参加	被捕一次	被捕两次	共 计
已 毕 业	93	2	3	98
在校学习	61	6	14	81
未受教育	32	3	6	41

受教育的程度与参加革命运动程度之间相互连结系数是0.256（连结系数的值大致相同， $\Phi=0.20$ ），这说明特征间存在着相互依赖关系，受教育程度对革命积极性大小有一定的作用。

相互连结系数（有时又叫皮尔松系数）的计算按照一个并不复杂的专门公式，全部必要的运算只需算术四则运算知识，其计算原理可在专门教科书中找到。

与联系系数和连结系数不同，相互连结系数总是正数，取0到1.0之间的值。因此我们只能按原来表格中频数的排列次序确定相互联系的方向是正向还是逆向。比如在我们的例子中，如果受教育程度越高，革命积极性也增长，那么两者的依从关系是正向的（假如革命积极性反而下降，那么依从关系就是逆向的）。

相互连结系数的值同相关表中特征排列的次序，以及特征程度强弱的排列次序（弱，中等，强等等）都没有关系，仅仅取决

于相关表中特征的**频数**。由于相互连结系数与特征程度排列次序无关，这就使它对测定那些不管程度强弱如何**效果都一样的性质特征**间的相关情况特别有效。因此，相互连结系数通常用于分析几个效果相同而不能分类排列的性质特征（比如民族、宗教、职业等等）之间的联系。

19世纪70年代宗教信仰、民族成分与参加革命活动之间的相互连结系数分别是0.09和0.11，这表明宗教信仰和民族成分对于青年的革命情绪的产生以及参加革命运动并未起什么实质性作用。

当一种特征具有量的表现形式，另一种特征具有质的表现形式时，估计两者间的联系可以使用相互连接系数。然而，使用一种专门为类似情况制定的联系指数 r_s 更为合理，它取值在-1到+1之间，既指出联系的方向，又指出联系的紧密程度。联系指数的意义如同相关系数，我们也可以通过它来估计年龄对参加革命运动的影响（下面的数据为百分比）：

年 龄	参 加 者	未 参 加 者
16—20	37	13
21—25	45	17
26—30	13	17
31—35	3	12
36—40	1	11
41—45	1	9
46岁以上	0	21

按上面数据计算，联系指数 r_s 的值为-0.55，它说明年龄对革命积极性的影响是：由于特征间联系呈逆向， r_s 带有负号，因

而越是年轻，革命积极性越大。

等 级 表

历史学家常常碰到要估计各种现象、特征与研究对象的本质之间的相互关系问题。这些研究对象虽然无法测定其准确的数量关系，但可以根据一种本质或性质在现象中呈现的量的多少或强弱程度加以排列或调整。例如，可以将人们按文化水平、能力、地位等等来排列，可以将一些人或社会集团对各种事件、对另一些人或社会集团、对各种制度的态度按拥护服从或敌视反对的程度来排列。所有这些情况，尽管能大致判定研究对象某种本质的存在或强弱，但都要借助斯皮尔门相关系数和肯德尔相关系数来测定研究对象的本质与特征之间的相互关系。

斯皮尔门等级相关系数（用 ρ 表示）的计算公式为：

$$\rho = 1 - \frac{6 \sum d^2}{n(n^2 - 1)}$$

d 是等极差，即加以比较的特征序列中每一对的等级或序号数之间的差； n 是特征序列中要相互比较的对数。

等级系数取 -1 到 $+1$ 之间的值，既指出相互联系的方向是正向还是逆向，又指出联系的紧密程度。我们已经通过联系指数 r ，评定过年龄对参加革命运动的影响（参见第118页上文），现在可以运用等级系数来评定年龄与参加革命运动之间的联系程度，或者说年龄对参加革命运动的影响（表21）。

在上表中，我们将革命者分为8个年龄组，放在第1栏，并在第一栏按顺序排出各组的序号。第3栏是各年龄组革命者人数的数据。然后按各项数据的大小对年龄序列和参加者人数序列排出从第1到第8这8个等级。年龄序列的等级在第4栏，参加者

人数序列的等级在第5栏。我们从结果特征的等级（第5栏参加

表21 19世纪70年代革命运动参加者的年龄构成

年 龄 组 号	年 龄	参加者数量 (%)	等级序号		d	d^2
			年 龄	参加者数量		
1	20岁以下	37.0	8	2	-6	36
2	21—25岁	45.2	7	1	-6	36
3	26—30	12.5	6	3	-3	9
4	31—35	2.8	5	4	-1	1
5	36—40	1.4	4	5	+1	1
6	41—45	1.0	3	6	+3	9
7	46—50	0.07	2	7	+5	25
8	50岁以上	0.03	1	8	+7	49

者人数的等级)减去给定因素的等级(第4栏年龄的等级),将所得的差填 d 在第6栏,在第7栏填上差的平方 d^2 。按照公式,我们得出等级相关系数的值:

$$\rho = 1 - \frac{6 \times 166}{8 \times (64 - 1)} = 1 - 1.98 = -0.98$$

由于计算简单,等级系数一般由研究者自己就可计算。等级系数为-0.98,表明年龄的影响很大。该等级系数同联系指数($r_b = -0.55$)的意义有本质区别,这是因为,虽然两种系数都是运用估计变量特征的协调性原则,但 r_b 能更精确、严密地估计年龄的作用,并且很重要的一点是,除了革命者的年龄外,还能估计到那些不参加革命运动者的年龄因素(参见第117页上文)。要研究某一现象,有关资料越多,推断其规律性就越准确。

通过联系系数显示了年龄与革命积极性之间有十分密切的相

互关系，这一点值得重视。它表明，在19世纪70年代的俄国，先进思想的代表者正是年轻一代，正是他们比所有其他人更不满于俄国的现存制度，渴望改变这种制度。之所以造成这一点，在相当大程度上就因为年轻一代血气方刚，精力充沛，比老一代更少受到各种偏见、职业、社会关系等的束缚和影响。

表22 19世纪70年代革命运动参加者的社会等级出身

社会等级 分组序号	社会等级	参加者数量 (%)	等级序号		d	d^2
			社会等级	参加者		
1	贵族	30	1	1	0	0
2	僧侣	22	2	2	0	0
3	荣誉公民	9	3.5	4	0.5	0.25
4	商人	6	3.5	5	1.5	2.25
5	军人(非贵族)	5	5	6.5	1.5	2.25
6	小市民	14	6	3	-3	9
7	农民	5	7	6.5	-0.5	0.25
总计		100			0	14

在有些情况下必须把几个组划为一个等级。比如在估计社会等级出身与革命积极性的相关情况的时候(表22),就要把荣誉公民和商人这两种社会地位的人作为一个等级,因为在19世纪70年代俄国的条件下,他们有几乎相同的正式地位。与此相同,也应把军人和农民的革命积极性划为一个等级,因为这两类人参加革命运动的数量都是5%。

在这种情况下,最好按稍微复杂一点的公式计算等级相关系数,以便更准确地估计相关情况。将等级合并,修正后的等级相关系数等于0.72,而未经修正时则为0.76。此种情况下得到的系

数值差别并不大，因为合并的只有两个等级。如果等级的总数多，每一特征序列都几次合并3—4个等级，那么系数的偏差就会扩大，修正合并后的等级，则计算出的系数值就变小。

本来特征的程度或序列的数据不同，就分为多少组和多少等级，如果要将程度或数据相同的几组划为同一等级，其等级序号取原有等级序号的算术平均数。比如我们的例子中荣誉公民同商人获得相同等级3.5，即 $(3+4):2=3.5$ ，军人和农民的革命积极性的等级是6.5，即 $(6+7):2=6.5$ 。

骤然看来，社会地位与革命积极性之间相关系数越高，就说明人的地位越高，其革命倾向越大。但是如果有另外一个因素通过社会地位间接地影响到革命积极性，那这个结论就可能是错误的。正如前面所说明的，教育就是这类因素。

我们借助另一个指数——**肯德尔等级系数**来判定教育对革命积极性的作用。这种系数的计算公式是：

$$\tau = \frac{s_1 - s_2}{\frac{1}{2} n(n-1)}$$

其中 s_1 和 s_2 是每一特征按程度划分的级别之和。其数值的计算如表23所示。

将相应的值代入肯德尔系数公式就得到：

$$\tau = 0.91。$$

这个系数说明，教育使得人们倾向革命，促使人们参加革命斗争。之所以这样是因为，受教育有助于一个人更好地认清19世纪70年代俄国所处的形势，认识到当时俄国现存政治制度的落后性和反动性。受过教育的人对当时的先进的社会政治思想也有所了解，并渴望在俄国实现这些思想。

至于社会出身——它与革命积极性的联系虽然较小也很密切

(见表22),对于人的觉悟革命化并不起什么独立的作用。社会地位与革命积极性之间的相互关系很大,这可以解释为地位高受教育程度也高,从而对人的革命化所起的作用也大。

表23 革命运动参加者开始其革命活动前受教育的程度

分组 序号	受教育程度	参加者* 数量(%)	等级序号		S ₁	S ₂
			受教育程 度	参加者数 量		
1	高等教育	30	1	1	6	0
2	中等医务和师范教育	0.030	2	3	4	1
3	中等技术教育	0.040	3	2	4	0
4	中等神职教育	0.015	4	4	3	0
5	普通中等教育	0.007	5	5	2	0
6	初等教育	0.002	6	6	1	0
7	未受教育	0.001	7	7	0	0
总计		——	——	——	20	1

* 指占该类学生总数的百分比。

我们来研究一下肯德尔等级系数的计算方法(见表23)。表中前面几栏填写同表22的类似栏目一样,均按计算斯皮尔门系数的原则,但最后两栏填写则不同。第6栏第一排的数目是表示第5栏中**结果特征**的等级有多少组,这些组的等级序号按绝对值而言(而不是在实质上)都大于第一组的等级序号。在受教育程度方面,具有高等教育程度的一组按参加革命的人数而言是第1等级(见第5栏),而**以下**的所有6个组的等级按绝对值而言都比第一组大,即第3,第2等等。因而,按绝对值而言比第一组等级大的有6个组。这个数目6就填在第6栏的第一排。第二排的数目填4,因为第二组以下的各组按绝对值而言等级更大的有4

个，就是第4，第5，第6和第7等等。第6栏最后一排总是填0，因为已经是最后一组，没有与之比较的组。第6栏填的数目用 s_1 表示，其总数是20。

第7栏各排数目表示第5栏中相应组以下的从属特征等级有多少组，这些组的等级序号按绝对值而言都小于该相应组的等级序号。第7栏第一排是0，是因为第5栏中第一组以下的各组等级没有一个小于1。第二排是1，是因为第二组以下各组中仅有一组，即第三组的等级小于它。第三排是0，是因为以下各组的等级都大于第三组，如此等等。第7栏的数目用 s_2 表示，其总和是1。

了解斯皮尔门等级系数(ρ)和肯德尔等级系数(τ)后就发觉，它们各有优点。斯皮尔门系数的主要优点是计算简单、快捷。然而，肯德尔系数尽管在计算上比斯皮尔门系数更费事，却有一系列特有的长处。由于肯德尔系数评价相关情况更加细微，因此它的数值总较小(如我们例子中的0.91和0.97)；为认清它的数学含义，制订了一些专门标准，只要在系数家族中增加一个新成员，它也很容易换算。

斯皮尔门系数最大优点是能用于分析**纯相关**，即指这种情况：当几个因素都在起作用，而研究者却要抛开其他因素的作用，单纯弄清一个因素的作用。

比如，革命积极性与受教育之间的肯德尔系数是 $\tau_{12}=0.91$ ，革命积极性与年龄之间是 $\tau_{13}=0.89$ ，受教育与年龄之间是 $\tau_{23}=1.00$ 。受教育与革命积极性之间的纯斯皮尔门系数，按公式计算结果是：

$$\tau_{12 \cdot 3} = \frac{\tau_{12} - \tau_{13} \cdot \tau_{23}}{\sqrt{(1 - \tau_{13}^2)(1 - \tau_{23}^2)}}$$

$$= \frac{0.91 - 0.89 \times 1.00}{(1 - 0.89^2)(1 - 1)} = 0$$

同样，在年龄与革命积极性之间，纯斯皮尔门系数计算结果也是0。这里的原因在于，在70年代，年龄与上学读书之间是完全相关，这种相关反映一个规律：在当时的俄国上学读书的主要是青年。我们还可以用下面的解释来说明所得到的系数。在我们所研究的时期中，革命积极性在根本上同时取决于两个紧密相关的因素：一个是受教育，一个是年龄。任何单独的、脱离另外一个因素的因素都没有重要意义。要成为革命者，仅仅是青年或仅仅是学生都不行，必须同时是青年和学生。这反映了一个事实：19世纪70年代站在革命斗争前列的是青年学生，主要是大学生。

通过分析两种系数的优点，可以得出如下结论：肯德尔系数适合于对相互联系作深入细致的分析，而斯皮尔门系数则适合于快捷大致的估价相关情况。

上述例子表明，要运用等级相关系数就必须对研究对象进行等级估价。这项工作如何进行呢？首先，要对每个研究对象按所研究的特征的程度高低定上若干级，并要将已分级的特征按级别升降次序排列。然后，对以上述方式整理好的每个研究对象按级别的相同性质分成若干组，每一组的顺序号就是该组的等级，等级数目决定于分组的数量。如果分成11组，那就分成11个等级，如果分15组，就是15个等级，如此等等。特征程度最高的一组是第1等级，程度最低的一组则是最大等级，中间的各组的等级从第2一直到k（k指等级的总数）。

例如，对1905年革命中欧俄部分的50个省可以按革命运动在各省的规模来分类整理。我们依据的不是精确的统计，而是当时人大致的评价，以及各省长、警察局长等的报告。然后按革命运动规模大小将这些省分成若干组（5组、10组等等），给每个组划一

个等级，这样50个省就被排成5个、10个或更多的等级。

我们还可以用其他方法进行分类整理。在前面的分析中就是采用如下方法。首先是按特征的程度将对象划分若干组，并给各组定上等级。然后就直接使研究对象按组排列，无需对每个对象划分一次级别。比如，19世纪70年代的任何一个革命者总属于某个阶层，总处于某个正式地位或具有某种影响。我们就依据正式的社会地位排列得出结果。将所有革命者分为若干按“社会影响”划分的组以后，我们就得到一个革命者按社会地位排列的系列。我们还可以用同样方法按革命者的受教育程度、年龄等进行分类排列。

数学分析方法能深入了解19世纪

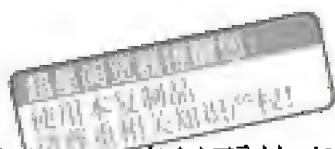
70年代的俄国革命运动

为了分析19世纪70年代俄国革命运动的各种因素，我们运用了数学统计中几乎全部现有的方法来评价各个质的特征之间的相关情况（表24），这就可以得出下面的结论。

表24 19世纪70年代在俄国影响革命积极性的因素

特 征	系 数					
	联 系 数 Q	连 系 数 ϕ	相 互 连 系 数 C	联 指 数 r_b	斯 皮 尔 门 系 数 ρ	肯 德 尔 系 数 τ
社会地位	0.95	0.04	—	—	0.72	0.67
受教育程度	0.99	0.20	0.97	—	0.96	0.91
年 龄	-0.99	0.43	0.98	-0.55	-0.98	-0.89
宗教信仰	—	—	0.09	—	—	—
民族成分	—	—	0.11	—	—	—

注：除了相互连结系数总是正数外，所有系数都有正号或负号。



教育和年龄对革命情绪形成起着决定性影响，25岁以下的青年学生，主要是大学生，站在同专制制度斗争的前列；而宗教信仰、民族成分和社会地位等对青年的革命积极性则不起任何重要作用。

上述特点使革命运动的社会基础极其广泛，并为反专制制度的斗争转入第三个阶段——无产阶级革命斗争的阶段打下了基础。正因如此，列宁在评价19世纪70年代的革命者时写道：“战士的圈子扩大了，他们同人民的联系密切起来了。”^①

19世纪70年代俄国革命运动的统计学规律使研究者能进行深入的具体历史分析，通过分析正好解释为什么青年大学生起来造反，为什么是教育和年龄而不是社会出身、宗教信仰和民族成分对革命积极性形成起着决定作用。

必须注意到，我们运用了不同的系数来评价同样因素的作用，取得结果有时相同，有时不同（见表24）。之所以要运用不同的联系系数，在我们的情况下有两个理由，一是看材料自身的特点，二是出于分析的逻辑性要求。分析某些特征的联系就只能运用一种系数。比如分析宗教信仰和民族成分的影响就只能运用相互连结系数，因为这些特征的作用每一个都差不多；而分析其他因素时，开始是运用最简单的方法，即运用无需花费很多时间的联系系数和连结系数。只有在此以后，即通过联系系数和连结系数判定了各个因素的作用以后，才运用更复杂的系数。因此，研究者的处理一般总是：首先进行快捷大略的估计，然后才转入周密深入的分析。往往粗略的估计能够取得同更精密复杂的联系系数一样的结果。比如，估计教育对革命积极性的作用，最简单的

^① 《列宁全集》第18卷，第15页。

联系系数同更加复杂的等级系数得到的结论大致相同。然而总是有个**一般性规则**：越简单的系数，评定相关情况越粗浅，相反，系数越精密，测定相关情况就越细微、准确。

最后要指出，由于质的特征在程度上没有明确的量的次序，因而各种联系系数并不能对这些特征之间的相关情况作出准确的数量评价。因此，在解释运用这些系数所得到的结果时，第一要十分慎重，第二要稍微区别于相关系数的解释。

这样，我们对运用相关方法分析各种质的特征有了一个了解，这些特征或是完全无法作出数量统计，或是只能粗略测定其程度的大、中、小、高低、强弱等等。我们所援引的例子已肯定地表明，所有质的特征，无论性质相同和相反，还是按次序排列，都能够从相关联系的角度予以分析。通过试验得出的这一结论，推翻了这类研究者所持的论据，他们认为，既然历史学家涉及的主要是那些无法加以准确计量的质的特征，那么在历史研究中数学方法似乎意义十分有限。

对质的特征进行相关分析还为历史学家解决了一个重要问题。历史学家，特别是研究16—18世纪时期的历史学家，常常不得不使用**准确性不高**的统计材料，根据这种材料要么只能讲特征程度较大或较小，要么只能按特征程度的高低来排列数据。对于这类近似的数据，研究者可以运用对质的特征进行相关分析的方法，这一方法给那些只因材料不是高度准确而没能运用数学方法的历史学家带来了巨大的希望。

回归系数与相关系数的适用范围

在前面几章里讲到有许多不同的数学系数，这使缺乏数学经验的历史学家不能明确地确定它们的涵义、意义和运用方法。因

此有必要考察在历史研究中应如何运用回归分析和相关分析问题。

实际上，回归分析与相关分析的全部内容用三个指数就可以表示：1. 回归系数；2. 依自变量而变化的因变量估计标准误差；3. 决定（相关）系数。

回归系数表示因变量或结果变量依自变量或因素变化的比率。例如，回归系数指出了贵族地产的规模每变化1个单位，地产的收入如何变化；在收获量每变化一个单位时，粮食价格如何变化；在份地每变化一个单位时，农民的赋役如何变化，等等。例如，地产收入与地产规模的回归系数等于0.00606千卢布，这就意味着，地产规模每增加1俄亩，地产收入将增加0.00606千卢布或6.06卢布。

依自变量变化的因变量**估计标准误差**或预言误差，表示可以在**何种准确**的程度上根据因素来确定结果变量，换言之，它表示所编制的回归方程可以达到何种**满意**程度。例如，根据地产规模估计的地产收入的估计标准误差为 ± 0.0994 千卢布，这就表明，在根据地产规模确定地产收入的时候，估计值的平均误差将等于0.0994千卢布。我们注意到，预测的平均误差等于地产全部实际收入的13%左右。根据这一点可以认为，回归方程编制得相当好，历史学家发现了影响地产收入的极为重要的因素。

通常，研究者总是力求揭示和确定制约着研究对象的所有最重要因素所起的作用，然后将这些因素按其各自不同地位排列，编制成一个回归方程。评价方程的编制和对每个因素作用的确定正确与否，亦即评价是否正确地解决了所有的任务，只有唯一一种方法：将用回归方程计算的因变量值与因变量实际值进行比较。预测错误越小，说明研究者提出任务越恰当，解决任务越圆满。因此，由自变量估计因变量的估计标准误差，可以作为检验

研究者解决所提出任务达到何种**正确程度的标准**。

决定系数是相关系数的平方，用来测定在因变量变化中有多大部分受因素制约。例如，地产收入与地产规模之间的决定系数用 $0.876^2=0.77$ 表示，这就是说，地产收入的变化中约有77%取决于地产的规模。

回归系数和依据自变量预测的因变量的标准误差都是**名数**，即它们具有因变量或自变量因素所使用的名称单位。比如，地产规模每改变1俄亩，用千卢布表示的地产收入因变量则增加0.00606，即0.00606千卢布。对依地产规模而变化的地产收入进行预测，其估计标准误差为0.0994千卢布。决定系数和相关系数都是**非名数**。

回归系数与标准误差可以取任何绝对值，而决定系数与相关系数只能取值从0到1。

回归系数与相关系数都有符号，或正或负，当有两个系数时，这些符号相同。符号表示变量之间联系的方向——正向或者逆向。决定系数总是正数，因为正、负相关系数的平方都是正数。根据自变量预测的因变量估计标准误差同时具有两个符号——正号与负号，这意味着，因变量的实际值可能大于也可能小于用回归方程依据自变量预测的数值。

以上指出的三个指数——回归系数、估计标准误差与决定系数互有区别。它们可以从不同方面分别测定因变量与自变量的相互关系。

回归系数评定依自变量变化的因变量的绝对变化，因此评定的是变量之间**数量关系的实质**，也就是说，回归系数是从因变量依据自变量的变化中产生出来的。这是变量关系的第一个方面。

决定系数评定自变量对因变量**影响的程度**，这种影响的**比例**，以及两种变量变化一致性的程度。这是变量之间关系的第二

个方面。

估计标准误差评定根据自变量估计的因变量的精确程度，也就是评定预测的因变量的精确程度或回归方程的正确程度。这是对研究者完成的工作进行评价的标准。

这三个指数在研究工作中都有十分重要的作用。然而，其中哪一个更需要引起历史学家的特别注意呢？这取决于在正在进行的研究阶段中什么数值最有意义：如果是因变量变化的绝对值，那么注意力应当集中在回归系数上；如果是评价预测的因变量的精确程度，那么估计标准误差则有特殊重要的作用；如果是因素影响的程度或变量之间联系紧密性的程度，那么最重要的是决定系数。可见，这三个指数在研究过程中都占有自己特定的地位，其中任何一个指数都不应抛弃。

因为回归系数与相关系数分别描述同一个变量确定的相互关系中不同的确定方面，因此，一个系数可以根据另一个系数求到。如果已知相关系数(r)，那么可以按下列公式计算回归系数(b)，而无须再解方程组：

$$b_{y \cdot x} = r_{y \cdot x} \frac{s_y}{s_x},$$

s_y 为因变量标准误差， s_x 为自变量标准误差。

在贵族地产的例子中，地产规模与地产收入的相关系数等于0.876，变量标准误差分别为 $s_y = 4.14$ ， $s_x = 59.70$ 。由此求得回归系数为： $b_{y \cdot x} = 0.876 \cdot \frac{4.14}{59.70} = 0.00606$ 。

同样，如果已知回归系数，也可以按下列公式求得相关系数：

$$r = b_{y \cdot x} \frac{s_x}{s_y}.$$

仔细观察这两个公式不难发现，相关系数实质上就是回归系

数，只是它不用测定变量的单位表示，而是用变量的标准误差之比来表示。因此，可以将相关系数看作不受所分析的变量的变化度影响的回归系数，也就是对变量的变化度进行了修正的回归系数。

同样，如果回归系数值不受变量测量单位的制约，那么它就可以成为变量之间相关联系程度的指数：在自变量变化时，因变量变化越大，那么它们之间的联系越紧密。

在历史研究中，同对与某种条件变化相联系的某个指数的预测问题相比，关于各个因素的影响程度和作用的问题更经常出现。因此，对于历史学家来说，相关系数的作用比回归系数的作用更为重要。

回归系数不能测量因素对结果变量的影响程度，因为回归系数的绝对值由变量变化度所决定。但是，某些历史学家却忘记了这一点，试图根据回归系数值判定各个因素的作用。他们以为，回归系数越大，与这个系数相对应的因素的作用也越大。甚至，连用诸如指数、等级等抽象的数字取代具体、实际的变量值，根据回归系数判定因素的作用，也是不正确的。因为指数、等级等抽象数字排除的不是变量变化度，而只是测定变量的单位。既然由指数表示的变量标准误差依然如旧，那么这种做法并不能令人满意。

回归系数对变量变化度的依赖，使得回归系数与相关系数在变量的变化中远不总是精确地互相联系。因此，高相关系数并不总是与高回归系数相对应，或者相反。让我们来考察具体的事例。

表25包括了1801—1914年期间俄国粮食价格与粮食价格因素之间的回归系数与相关系数。

将相关系数和回归系数按绝对值大小排列，比较表25中相关系数（第2栏）的次序系列和回归系数的次序系列（第4栏），没

有发现其间有绝对的联系。经我们观察，回归系数最大值对应的是倒数第2的相关系数，诸如此类，等等。只有第7和第8个因素的两个系数的级别相同。以斯皮尔门等级相关系数为中介，估计表25中两组系数值一致性的程度等于0.62。由此可以得出结论，表中任何一个系数的变异只受到另一个系数全部变化38% (0.62^2) 的制约。因此，一个系数值并不能预先被另一个系数值所决定。

表25 1801—1914年粮食价格与价格因素的联系

因 素	相关系数	等 级	回归系数	等 级
货币总量	0.70	1	0.2842	2
城市居民百分比	0.63	2	0.0895	3
赋 税	0.54	3	0.0354	6
居民总数	0.49	4	0.0854	5
货币行情	0.47	5	0.0865	4
粮食出口	0.42	6	0.0044	10
酿酒业	-0.27	7	-0.0341	7
粮食出口价格	0.21	8	0.0106	8
粮食需求与供给关系	0.06	9	0.3110	1
收 获 量	-0.01	10	-0.0087	9

由此可见，回归系数与相关系数几乎概括了全部回归—相关分析的结果，因为这些系数说明了变量变化的类型（正向的或逆向的）、形式（直线的或曲线的）、联系的紧密程度与数量关系，同时检验了分析的结果。

对变量进行分析所要求的具体任务，促使研究者挑选这种或那种形式的回归系数或相关系数以及其计算方法。当所分析的两个变量表现为直线联系时，选用相关系数与回归系数；表现为双曲线联系时，选用相关指数与某些回归系数。在进行直线多元相

关分析时，使用的指数有多元相关系数、两两相关系数和纯相关系数，在进行曲线多元相关分析时，用多元相关指数、两两相关指数、两两回归系数和纯回归系数以及纯相关指数代替相关系数进行计算。

相关系数具有极为灵活的适应性。在数学统计学中，为了计算取决于资料的性质和所分析的变量之间的联系形式的相关系数，需要深入研究十几个公式。在表26中，归纳出了最重要的不同形式的相关指数以及运用这些指数的基本条件。

表26 各种相关指数及其运用的基本条件

相 关 指 数	运用的基本条件	指 数 值
联系系数(Q) 连结系数(ϕ)	2个线型联系的特征 具备1个, 连结表阶数为 2×2	从-1到+1
皮尔松相互连结系数(C)	2个质的或量的特征, 每一特征有几种(不小于3)不同意义的变化形式, 每一种变化形式频数不小于5; 直线联系。	从0到1
联系指数(r_b)	1个量的特征与1个质的特征; 直线联系。	从-1到+1
斯皮尔门相关系数(ρ)与肯德尔相关系数(τ)	按次序排列的质的特征; 直线联系。	从-1到1
相关系数(r)	直线联系; 样本数目大于12; 特征接近于常态分布。	从-1到+1
相关指数(η)	大样本(100以上), 直线与曲线联系。	从0到1

变量之间的相关指数虽然有各种各样的形式，但是它们都有共同的结构——逻辑基础：或者以相互连结性原则为基础，或者以协调性原则为基础。相互连结原则的实质可以表述为：如果在重复出现的一种类型的许多现象中，某一种特征与另一种特征在大多数情况下不是由于偶然情势的集合而同时出现，那么这些特征之间就存在着联系。例如，对19世纪70年代革命运动的全部分析，就是为了寻找和评价表现该运动参加者的相互连接的特征。分析结果表明，年轻与受到教育通常是参加革命运动者互相联结的特征。

按照相互连结原则而发生影响的系数，是相关系数中的一组系数。它们是：联系系数、连结系数与相互连结系数。它们的名称反映了它们的工作原则。这些工作原则注定了它们只为评价质的特征之间的联系而用。

第二组指数是等级相关系数与相关系数，以及相关指数。深入研究这些指数，旨在测定数量特征之间的联系以及按次序排列的质的特征之间的联系。这些指数根据协调性或一致性原则起作用。在这种情况下，判定变量之间是否具有联系的根据是，变量值的变化是否同时发生，即当自变量变化时，因变量是否随之发生稳定的变化（增加或减少）。

每一种联系指数都适用于测定一定形式的相关，其运用都受到一系列因素（参见表26）的限制以及相关分析目的的制约。

在确定运用哪一种联系指数能够解决具体任务的时候，通常要考虑一系列因素：1. 资料数量；2. 资料的性质：质的或量的特征；3. 变量之间的依从形式：直线的或非直线的；4. 所要求的计算精确度：如果不要求高度精确，可以用能够迅速算出结果的等级相关系数代替相关系数；5. 计算方法适宜，计算技术程序难易适宜；6. 能否进行解释；7. 利用这种或那种相关指数的

普遍性（以便有可能对各种结果进行比较）。

以上的分析已经使读者确信，运用回归和相关方法可以分析最为丰富多样的特征以及特征之间的结合。这种分析结果的可信程度将取决于4个因素：1. 问题的提法以及在计算之前所进行的质的、具体历史的分析是否正确；2. 资料的数量，因为通常只有当具备大量考察样本的时候，才能得到稳妥可信的结论；3. 成功地选取相宜的系数；4. 是否正确地解释了所得到的系数。

复杂的依从关系

预先对被研究变量之间的关系进行内容丰富、具体历史的分析，无论在相关分析中还是在回归分析中，都具有特别重要的意义。因为变量的变化具有稳定的一致性并因此有高相关系数本身，并不能成为断定变量之间具有因果联系的充足根据。看上去相互联系的两个变量，除去其中每一个都单独与第三个值发生关系这种情况外，事实上并不一定有重要的联系。这就象岳母是女婿的亲戚，必须有她与女婿妻子的亲属关系作中介一样。类似的依从关系，即两个变量是第三个原因的结果，我们在分析革命运动参加者与其社会出身之间的联系时已经遇到过。革命积极性与贵族出身之间有紧密的联系，实际上并不是反映出身的影响，而是教育的影响，因为受教育是贵族的特权。因此，教育就是与贵族地位紧密相连而影响革命积极性的那第三个因素。

总之，变量之间紧密相关，可以推测它们之间有因果的相互联系，但当两个变量是第三个原因的结果时，可以指出它们之间也存在着这种联系。只有对变量之间的关系进行具体历史的与逻辑的分析，才能查明它们之间存在着因果联系，并且选出一个变

量作为因变量或结果变量，而另一个变量作为自变量或因素。

有时，由于变量值偶然的巧合，也能发现变量之间紧密相关。这种情况可以说是**无意义的相关**。1913—1970年间苏联电话机数量与医院病床数量之间的联系，就是类似这种相关的事例。

电话机的数量与病床的数量之间表现出高度相关——相关系数等于0.95。电话交谈注定要引起病人和病床数量的增加或减少，这种说法只能作为笑谈。在这里，相关已失去意义。可是，在确认这种相关无意义之前，还必须查明，电话交谈与病床数量之间的联系是否由于另一个间接的作用在起作用。例如，可以假设还存在第三个原因——技术的进步。它一方面促进了电话机数量的增加，另一方面更充分地满足了对病床的需求。但是，甚至连这样的阐释也完全没有意义：很显然，病床的数量不可能90% (0.95^2) 被电话机的数量所制约。这个相关应该被认为是偶然的，因为两个现象之间的联系实际上并不存在。

不仅在时间范畴可以观察到无意义相关，而且在空间序列也可以观察到无意义相关。19世纪70—80年代俄国几个省份的粮食价格与居民数量增长之间被观察到有十分紧密的直接联系，就是这种无意义相关的事例。如果现象之间虽然相关却互相没有联系，那么说明，两个现象空间变化的一致只不过是偶然的。

由此可见，如果具体历史逻辑的分析没有发现两个现象之间有直接的因果联系，那么，这两个现象之间的相关联系就不是它们之间具有因果关系的依据，而只能说明，它们经过一个第三因素建立了相互关系，因而存在着同这个第三因素的联系。

相关帮助历史学家找到原因

但是，历史学家为了查明被研究变量之间的因果关系，利用

相关方法是适宜的。在分析时间序列而涉及到这种关系的时候，历史学家运用相关分析的可能尤其大。这里有一个典型的例子。

将俄国1801—1914年粮食价格与用于每个人的货币周转量动态进行比较，它们之间高度的一致性引人注目：

	1801— 1810年	1811— 1820年	1821— 1830年	1831— 1840年	1841— 1850年	1851— 1860年
I	662	529	407	412	417	676
I	43	36	30	41	39	50

	1861— 1870年	1871— 1880年	1881— 1890年	1891— 1900年	1901— 1914年
I	813	828	715	662	826
I	50	57	50	48	59

附注：I——以每普特金戈比计俄罗斯中部粮食价格；

I——以每个居民金戈比计货币量。

每10年间（除1841—1850年外）货币量的增减与粮食价格的涨落都相一致。逐年比较粮食价格与货币量的波动也证明，它们有很高的协调性，因为相关系数等于0.70。因此毋庸置疑，价格与货币量动态有紧密的联系。但是，两者中哪个是原因，哪个是结果呢？

为了解决上面提出的问题，必须首先注意到，19世纪俄国货币市场上并未感觉货币不足。纸币的、而从1840年是信贷货币的变化行情，影响到货币总量极度动荡：纸币行情涨落某个百分比，导致以黄金表现的货币量的实际价值也减少或增加。因此，

在货币价格上升时期，对货币量的需求就大，而对货币需求的增加能够引起纸币和钞票行情上涨；相反，在价格跌落时期，由于对货币需求减少，纸币行情下跌。随着货币行情的涨落，同一种货币量的实际值就上升或下降，这样就容易保持住商品和货币量的均衡。分析上述情况可以作出结论，在货币总量与价格的关系中，货币总量是被动的因素。

但是不能忘记，纸币行情（货币总量实际数额波动的主要原因）处于对外贸易，包括粮食出口、俄国贸易和国际收支平衡、卢布行情的影响之下，对外贸易的影响程度比俄国价格的影响更大。在这种情况下，纸币行情和与此相联系的货币量值同俄国价格相比，就成为积极的因素。用思辩甚而借助描述粮食价格和货币量运动的表格和图象的方法来解决上述的问题：什么依从于什么——价格依从于货币量还是货币量依从于价格，都显得太复杂。在这里，运用相关分析恰恰十分有益。

下面借助相关分析估计货币量与粮食价格波动之间的相关系数：第一步，逐年将同一年的价格与货币量进行比较；第二步，移动一年的货币——首先取当年的价格、上一年的货币量，然后取当年的价格、后一年的货币量，分别进行比较。如果价格是原因，那么价格与货币量的紧密联系就表现在，货币量向后移动一年应当减少，而向前移动一年应当增加。因为原因先于结果。相反，如果货币是原因，那么紧密联系则表现为，货币向后移动一年应该增加，向前移动一年应当减少。

分析货币量与粮食价格之间的联系证明，货币量的变化先于粮食价格的变化，因为如果给定年份货币量与后一年价格相关，价格与货币量之间联系的紧密度是从0.74增加到0.90；如果给定年份价格与后一年货币量相关，两者之间联系的紧密度是从0.90

减少到0.74。^①

这样，相关方法能够使我们查明，两个互相联系的现象中哪一个先起作用。在此基础上研究者可以得出结论，哪一个现象是原因，哪一个现象是结果。但是，一个现象跟随另一个现象是作为什么是联系的原因的一个特征，而不是唯一的特征。因此，在得出什么是原因和结果的结论之前，需要仔细地分析现象之间的相互关系。如果在作出什么是联系的原因的结论时，运用分析哪个现象在另一个现象之前的一种知识还不能解决问题时，运用相关分析也许是非常有益的。

回归分析与相关分析是研究者手中得力的研究工具。回归分析能够预测和再现所缺乏的史料，揭示历史现象变化的时间规律，同时估计一个现象在另一个现象变化的条件下变化的程度。换言之，借助回归分析，研究者能够以一般的形式反映出现象与因素之间数量关系的性质。相关分析能够测定各个因素的影响以及估计它们对被研究现象的综合作用。

我们不应该忘记，数学分析只是为历史学家所利用的工具。能否成功地运用数学方法，首先取决于历史学家在多大程度上了解与所提出问题有关的因素，取决于他在多大程度上进行了质的、具体历史的分析，换言之，取决于研究者在多大程度上是一个好的历史学家，其次才是数学方面的知识。

① 但是必须强调，货币量不能自动影响所有的价格，包括粮食价格。贵金属价值所发生的影响，归根结底是采金矿业与所有国民经济部门中劳动生产率对比变化的影响。

第五章 是原因，还是偶然性？

(历史研究中的方差分析)

19世纪中期地主在哪里生活有利可图？

研究俄国贵族状况的历史学家，在档案中顺利地找到关于19世纪50年代分布于国内各省的大量地主地产收入的资料。为了估计地主地产所处的地理位置对其地产收入额的影响程度，历史学家将所掌握的关于地主收入的材料首先按省份进行了分组，然后又分为黑土与非黑土两个大的地区（表27）。

表27的材料表明，非黑土地区各省地主地产收入比黑土地区各省地主收入高0.8卢布，或者高6%。由此可以得出结论，地主的收入，及与此有关的对农奴农民的剥削程度，在一定程度上取决于地产的地理位置，并且非黑土地带各省较高。但是严格说来，作出这个结论为时尚早，因为并未考虑到，各省、各地区地产平均收入的差异可能是偶然性的结果：第一，研究者对非黑土地区9个省和黑土地区11个省^①发现的材料数量不同；第二，所抽选的地产对于本地区来讲可能**并不是典型的**。

看来，借助相关分析不可能解决上述关于地产地理位置影响地产收入的问题。因为被分析因素——地产的地理位置具有数量

^① 原文有误，应为黑土地区9个省，非黑土地区11个省——译注。

表现形式不占主导地位的质的特征。

在类似这样的情况下，当研究者面对的任务是估计**质的特征对数量特征的作用时**，可以运用方差分析。

表27 19世纪50年代地主年收入(每个男性人口银卢布)

黑土省份	收 入	非黑土省份	收 入
图 拉 省	15	彼得堡省	12
梁 赞 省	10	诺夫哥罗德省	18
奥尔洛夫斯克省	13	普斯科夫省	17
唐波夫省	12	斯摩棱斯克省	16
库尔斯克省	13	莫斯科省	12
沃龙涅什省	14	弗拉基米尔省	14
喀 山 省	17	下诺夫哥罗德省	13
平 扎 省	13	科斯特罗马省	12
辛比尔斯克省	16	雅罗斯拉夫省	14
		特维尔省	15
		卡卢加省	16
平 均	13.7		14.5

方差分析要回答刚才的问题：居住在各个地区的地主收入之所以产生差异，究竟是由于地产地理位置的影响，还是偶然的，因样本含有误差所致。在这个具体的情况下，方差分析要对各个地区之间的地主收入波动与地区内部的地主收入波动进行比较。而在一般情况下，方差分析则是要将各组之间的因变量波动与各组内部的因变量波动进行比较。通常，由于历史学家分析的总是抽样资料，因而也可以说，比较样本之间的因变量波动与样本内部的因变量波动，就是方差分析的基础。

如果地区（组）内部的地主收入（因变量）波动程度小于地区（组）之间的地主收入波动，研究者就有权得出结论：地产的地

地理位置（自变量、因素）对地主收入的数额有影响。相反，**地产地理位置（因素）**的影响应该被否定。

可见，方差分析的实质在于对各组之间的因变量波动以及各组内部的因变量波动进行比较。方差分析的**逻辑**也于此可见。地区之间的地主收入波动受地区的制约，精确地说，是受这个或那个地区的**地产地理位置**的制约，而地区内部的地主收入波动受未考察的其他原因的制约，即除去**地产地理位置**以外的因素制约。如果**地产地理位置（被考虑因素）**的影响是**重要的**，那么它对居住在不同地区的地主收入波动的影响应该**大于**对居住在同一个地区的地主收入波动的影响。这时，地区之间的地主收入波动应该超过地区内部的地主收入波动。相反，如果**地产地理位置**的影响不存在，或者这种影响很弱，那么地区之间的收入波动应该是不重要的，而处于未考虑因素影响下的、地区内部的地主收入波动应该是重要的，超过地区之间的地主收入波动。

对历史学家来说，方差分析的逻辑中**没有什么新的东西**，因为他总是在有意识地或是凭着直觉循着这种逻辑来构思自己的结论。在所研究过的事例中，历史学家试图估计**地产地理位置**对地主收入的影响，因而，他将各份地产按地区分组，然后估价地区之间的地主平均收入差有多大。如果平均收入的差别大，可以说，**地产地理位置**对地主收入的影响是强的，如果不大，则应该说影响是弱的。因为按地区考察的地主平均收入，取决于地区内部的各份地产收入的波动，而地区之间的平均收入差异程度，取决于地区之间的收入波动，所以，历史学家在估价地产的地理位置对地产收入的影响时，无论愿意与否都要通过这种方法：将**地区内部**的收入波动与**地区之间**的收入波动进行比较。用数学语言来说，尽管历史学家进行的分析不完全合乎规范，但确实是方差分析。

对历史学家来说，在数学意义的方差分析中的新东西在于，估价按地区平均收入差别和估价地区内部与地区之间的收入波动，不是靠眼睛和直觉，而是依据精确的数学标准。因此，用这种方法得到的结论更加可信和有充分根据，而研究者主观意志的影响已被缩减到最低的限度。

由此看来，方差分析就象回归分析和相关分析一样，能够概括非数学学者的研究实践，并给这种研究实践找到数学的根据。下面，我们来考察如何进行方差分析。

正如我们了解到的，方差（ s^2 ）是变量波动或变差的数额，也即是变量各个值偏离其算术平均值乘方的算术平均值：

$$s^2 = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n},$$

这里， x 是变量的个别值； \bar{x} 是变量的平均算术值； n 是考察样本数。

因此，在进行地产地理位置对地产收入影响的方差分析时，要将地区内部的收入方差同地区之间的收入方差进行比较。而在一般形式下，方差分析则是将在各组范围内的因变量方差（组内方差）同各组之间的给定因变量方差（组间方差）进行比较。

只有当地区内部的地主收入方差与地区之间的地主收入方差之差超过偶然性允许的范围时，才有理由断定，地产的地理位置对地产的收入有影响。这个结论的一般形式表述如下：当组内方差与组间方差的差别超过偶然性允许的范围时，那么，被考虑的因素就对因变量有重要的影响；相反，如果这种差别处于偶然性允许的范围之内，那么，关于因素影响的假定就被否定。

表28包括了对俄国19世纪50年代地主收入受地理位置影响的方差分析。

地区内部与地区之间地主收入方差之差没有超过偶然性即样本错误的范围：方差实际比等于1.40，方差的最大理论比（由专

表28

俄国19世纪50年代地主收入受地理位置

影响的方差分析

收入变差	偏离平方和 (D)	自由度数目 (k)	方差 $\left(\frac{D}{k}\right)$	组间方差与组内方差比(F)	
				实际的	理论的
地区之间	3.20	$2 - 1 = 1$	3.20	1.40	247
地区内部	80.76	$20 - 2 = 18$	4.49	参考基数	
总收入变差(所有材料之间)	83.96	$20 - 1 = 19$		—	—

门统计表确定)等于247。由此,完全有数学根据地得出结论:按地区观察的收入变差是偶然的,它并不受地产地理位置的制约。

十分重要的是,方差分析可以大概估计出考察因素与未考察因素的影响程度。这种估计需要分别计算出组内因变量偏离乘方和以及组间因变量偏离乘方和在偏离乘方总和中的比例,因为偏离乘方总和是由组内偏离平方和与组间偏离平方和相加而得到的。在地主收入的例子中,地区之间收入偏离平方和的比例是4%,而地区内部对收入偏离平方总和的比例是96%(参见表28第2栏)。这两个数值为作出下面的结论提供了根据:地产之间的收入波动,大约4%取决于地理位置,96%取决于其他的因素。

在进行方差分析估计因素影响的时候,表现出与相关分析明显的相似之处。实际上,借助相关分析估计被考虑因素与未被考虑因素的影响,是按照这些原则进行的:因变量明确变差($s_{y_1}^2$)与因变量总变差(s_y^2)之比得出决定系数:

$$d_{y \cdot x} = r^2 = \frac{s_{y_1}^2}{s_y^2},$$

决定系数表明,被考察的因素在因变量变差中的比例。其余的或

不明确的因变量变差(s_e^2)对因变量总变差之比 $\frac{s_e^2}{s_y^2}$ 测定出未被考虑的因素在因变量变差中的比例。估计未被考虑因素在因变量变差中的比例还可以用其他方式——确定该未考虑因素与被考虑因素比例之间的差数。在进行方差分析时就是用这种方式。

组间偏离平方和相当于因变量的明确变差部分，因为它表示出被考虑因素——地产的地理位置对因变量的影响；而组内偏离平方和相当于不明确的或剩余的收入变差，因为它表示出未考虑因素的影响；而偏离平方总和描述出因变量的总变差。组间变差，即因变量明确变差对总变差之比，表示出被考虑因素影响的比例；而组内变差，即剩余变差对总变差之比，表示出未考虑因素对因变量变差的影响比例。由此可见，无论方差分析还是相关分析，都有**同一个数学原则和目的**：测定变量之间依存的程度和联系的紧密程度。它们之间的区别仅在于**运用范围**不同：相关分析被用来估计以数量形式表现的因素的影响，而方差分析是在估计具有质的表现形式的因素时使用。

以按省分组的各份地产收入的具体材料为基础，借助方差分析也可以确定地产的地理位置对收入的影响。在这种情况下，应该估计的不是地区对收入的影响，而是省份对收入的影响。组内方差表征出各省内地产之间地主收入的变差，而组间方差表征出各省之间的收入的变差。

估计一个因素影响，估计一个因素统计综合的方差分析，其计算不需要很多时间，因此在绝大多数情况下，进行这样的计算不必用大型电子计算机，而用手工操作键盘的计算机即可。因此，我们可以详细研究方差分析的计算技术，进而熟悉它以便更好地理解方差分析的实质。估计地产的地理位置对地主收入的影响，有固定的计算序列（表29）。

表29 俄国19世纪50年代地产地理位置对地主收入值影响评估

指 数	黑土地区(x_1)	非黑土地区(x_2)	全 部
分析第一阶段：确定各组平均值与组间总平均值			
按省平均地产收入值， 每个男性人口银卢 布(x)	15, 10, 13, 12, 13, 14, 17, 13, 16	12, 18, 17, 16, 12, 14, 13, 12, 14, 15, 16	—
收入和($\sum x$)	$\sum x_1 = 15 + 10 + \dots + 16 = 123$	$\sum x_2 = 12 + 18 + \dots + 16 = 159$	$\sum x = \sum x_1 + \sum x_2 = 282$
省份数目(m)	$m_1 = 9$	$m_2 = 11$	$N = 20$
平均收入(\bar{x})	$\bar{x}_1 = \frac{123}{9} = 13.7$	$\bar{x}_2 = \frac{159}{11} = 14.5$	$\bar{x} = \frac{282}{20} = 14.1$
分析第二阶段：确定组间偏离平方和			
地区(各个组)平均值 偏离地区间(总)平 均收入值(d)	$d_1 = 13.7 - 14.1 = -0.4$	$d_2 = 14.5 - 14.1 = +0.4$	$D_1 = \sum d^2 n = d_1^2 n_1 + d_2^2 n_2 = 3.20$
偏离平方(d^2)	$d_1^2 = 0.16$	$d_2^2 = 0.16$	—
分析第三阶段：确定各组偏离平方和			
各省收入偏离地区 (组)平均收入值 (a)	1.3; -3.7; -0.7; -1.7; -0.7; 0.3; 3.3; -0.7; 2.3	-2.5; 3.5; 2.5; 1.5; -2.5; -0.5; -1.5; -2.5; -0.5; 0.5; 1.5	—
偏离平方(a^2)	1.69; 13.69; 0.49; 2.89; 0.49; 0.09; 10.89; 0.49; 5.29	6.25; 12.25; 6.25; 2.25; 6.25; 0.25; 2.25; 6.25; 0.25; 0.25; 2.25	—

(续表)

指 数	黑土地区(x_1)	非黑土地区(x_2)	全 部
偏离平方和($\sum a^2$)	$\sum a_1^2 = 36.01$	$\sum a_2^2 = 44.75$	$D_1 = \sum a^2$ $= \sum a_1^2$ $+ \sum a_2^2$ $= 80.76$
分析第四阶段：确定偏离平方总和			
各省收入偏离地区间 (总)平均收入值(c)...	0.9; 4.1; -1.1; -2.1; -1.1; -0.1; 2.9; -1.1; +1.9	-2.1; 3.9; 2.9; 1.9; -2.1; -0.1; -1.1; -2.1; -0.1; 0.9; 1.9	—
偏离平方(c^2).....	0.81; 16.81; 1.21; 4.41; 1.21; 0.01; 8.41; 1.21; 3.61	4.41; 15.21; 8.41; 3.61; 4.41; 0.01; 1.21; 4.41; 0.01; 0.81; 3.61	—
偏离平方和($\sum c^2$)	$\sum c_1^2 = 37.69$	$\sum c_2^2 = 46.11$	$D = \sum c^2$ $= 37.69$ $+ 46.11$ $= 83.80$

对于确定方差所必需的、从上述计算结果中得到的偏离平方和，记入表28第2栏。

方差分析的下一步，是确定地区之间、地区内部以及总的收入（因变量）方差。众所周知，确定方差需要用偏离平方和除以被抽选的考察样本数目，以便求得样本方差。但是，样本方差过低地估计了包括着抽样样本的总体方差。如果样本数目不大，这

种情况尤是。设若处于这种情况，要想得到总体方差最近似的估计，可以用样本方差乘以系数 $\frac{n}{n-1}$ 。

运用这个系数估计总体方差，可以按下列形式进行：

$$s_x^2 = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n-1}。$$

在这个方差估计中，分母等于表示**自由度**(k)的数目，即是考察样本数。这个自由度数字可以随意确定，而不受其他样本成分的约束。因此，在进行方差分析时，通常必须确定自由度数目。让我们来详细考察这一步骤。

自由度数目即统计序列成分的数目，它可以取这个序列平均算术值不变的任意值。例如，有一个平均算术值等于5，由3个成分组成的序列。这时，3个成分的序列总和为 $3 \times 5 = 15$ 。如果试图由3个成分中重新挑选成分组成其他的序列，而平均算术值还是5，那么随意或自由地取值的只能有2个成分，因为第3个成分与这两个成分的总和必须是15，否则我们就得不到指定的平均算术值。因而，第3个成分自然地就已经被限定，处于其他两个成分以及平均算术值与总和的制约之下，它是“**不自由的**”。这就意味着，可以取任意值的序列的“自由”成分，或者在这3个成分的序列中自由度的数目，等于 $n-1$ ，即 $3-1=2$ 。

让我们在地主收入的例子中确定自由度的数目。如果记得，为求得方差所必需的自由度数目取决于相应的偏离平方和是如何被确定的以及是在**什么数目的材料**基础上被确定的，那么，求得这个数目并不难。我们首先确定组间方差的自由度数目。确定地区之间的地主收入偏离平方和（参见表28、29），是用地区的平均收入偏离两个地区平均总收入的乘方相加得来的。这样，我们就有了从既定平均值得到的由2个成分组成的序列。自由度数目因

此就是 $2-1=1$ 。因为如果知道两个地区总平均收入，那么，两个地区中只能有一个地区可以任意或自由地确定平均收入，而另一个地区的收入将自然地即从属地被确定。

现在我们来确定组内方差自由度的数目。确定地区内部偏离平方和，是用各省收入偏离地区平均收入的平方相加而来。因而，我们就有了平均值是由每一个序列既定的2个序列。第1个序列的数目——9个成分，第2个序列的数目——11个。第1个序列的自由度数目的是 $9-1=8$ ，第2个序列的自由度数目的为 $11-1=10$ ，两个序列共计 $8+10=18$ 。这样，组内方差的自由度数目就小于原来各组的总数。在我们这个两个组的例子中，组内方差的自由度等于 $20-2=18$ 。

确定所有参加分析的关于地主收入材料之间的偏离平方和，有两种方法：或者用各省收入偏离总平均收入的平方相加，或者用组内偏离平方和与组间偏离平方和相加。第二种方法更简捷。但是，第一种方法有另一个优越性，以此求得的偏离平方和能够检验由组内偏离平方和与组间偏离平方和组成的偏离平方总和的正确性。譬如，在我们这个例子中，用两种方法计算出的偏离平方总和分别为83.80与83.96（ $3.20+80.76$ ）。差数0.16并不大，因为它仅仅是受了将计算平均值 $x_1=123\div9=13.6666$ 四舍五入的影响，我们将其四舍五入为13.7。

偏离平方和与自由度数目确定以后，用偏离平方和除以自由度数目，就轻而易举地得到方差。方差记入表28第3栏。

方差分析的下一步，是将组间方差与组内方差或剩余方差进行比较。为此，需要计算方差比。在这种情况下，总是用方差值较大的一个除以较小的一个。所得到的比用符号 F 表示。很明显，如果地主收入波动主要取决于这个或那个地区地产的地理位置，那么地区间的收入方差应该大于地区内部的收入方差；

$$F_{\text{实际}} = \frac{s^2_{\text{组间}}}{s^2_{\text{组内}}} > 1。$$

但是，根据抽样材料不能绝对精确地估计真实的方差，即总体方差。样本方差不可避免的近似性，导致了方差比将不是完全精确的。由于这个原因，抽样的方差比可能由于抽样材料偶然性的作用，换言之，由于样本方差存在着误差的作用，而大于1。因此，必须懂得，当方差比（ F ）被偶然性制约的时候，正是受到被分析因素的影响。

为此，需要用数学方法计算方差比的理论值。在自由度既定的情况下，如果实际方差比（ $F_{\text{实际}}$ ）小于理论方差比或统计表方差比（ $F_{\text{统计}}$ ），那么应该得出结论，这个方差比不是由于偶然产生的，并且，被考察的因素具有重要的影响；相反，如果实际方差比大于理论方差比，那么，关于因素影响假设就应该被否定。

因此，关于被考虑因素有重要影响这个结论的 $F_{\text{统计}}$ 的最大可能值，处于与被比较方差自由度相应的纵行与横行的交点上。在我们的例子中， $k_2=1$ ， $k_1=18$ ， $F_{\text{实际}}=1.40$ ，① $F_{\text{统计}}=247$ ②（在结论的概率水平 $P=0.05$ 的条件下）和6189③（在概率水平 $P=0.01$ 的条件下）。 $F_{\text{实际}}$ 小于247，因此，地产地理位置对于地主依赖自己地产的收入没有重要的影响。

在结论的概率为0.05和0.01条件下，方差比各自意味着什么？概率水平④0.05的含义可以表述如下。如果历史学家发现了

① 由 $\frac{4.49}{3.20}$ 得到——译注。

②③ 由专门数学统计表查得——译注。

④ 在统计学中，概率水平表示统计结论犯错误的可能性的的大小。简单说来，为要检验一个结论是否为真时，常常是构造一个使结论不真的事件A，概率水平 $P=0.05$ 或 $P=0.01$ 表示：当结论为真时，事件A在100次中出现的次数不超过5次（对 $P=0.05$ ）或1次（对 $P=0.01$ ）。该例想说明，如果样本选取不具普遍性，数学推断与实际情况可能会有矛盾——译注。

关于地主收入的补充材料，这些材料使他可以再编制一个样本序列，这个序列在所有方面都类似所分析的20个省的样本，那么在5%的新样本中，实际方差比（ $F_{\text{实际}}$ ）可以证明地产地理位置没有给地主收入以影响（ $F_{\text{实际}}$ 将小于 $F_{\text{统计}}$ ），其时实际上地产的地理位置对地产收入有着重要的影响。相应地，在概率为0.01的条件下，在1%的新样本中， $F_{\text{实际}}$ 可能小于 $F_{\text{统计}}$ ，而其时地产的地理位置对地主的收入具有影响。

$F_{\text{统计}}$ 的理论值与概率相联系。提高结论的概率水平，将导致 $F_{\text{统计}}$ 增加。因此，关于被考虑因素影响结论的两个方差之间的最大可能比，在 $P=0.01$ 时将大于在 $P=0.05$ 时。在我们的例子中， $P=0.05$ 时， $F_{\text{统计}}=247$ ，而 $P=0.01$ 时， $F_{\text{统计}}=6189$ ，而 P 几乎大24倍。结论的概率水平越高，估计的因素影响越谨慎，因此，如果研究者力图使结论有更大的可信性，那么他就应该在更高的概率水平条件下寻求结论。但是，实践与理论都表明，在概率水平为0.05的条件下作出的结论，研究者已经可以有理由确信。

在单因素综合方差分析的最后阶段，是大致估计地产地理位置——被考虑因素影响的强度，以及其他影响地产收入的因素的影响强度。估计是通过确定组间与组内偏离平方和（不是方差！）在收入偏离平方总和中的比例得到的（参见表28）。地产地理位置大约占地主收入变差的4%，而其余因素占96%。如果方差分析表明这个因素对地产收入有意义，那么由此应该得出结论，地产地理位置制约了地产收入的4%。既然方差分析已经否定了关于地产地理位置影响的假设，那么就可用我们抽选材料的偶然错误来解释4%。

以上所进行的关于19世纪50年代地产地理位置对俄国地主收入影响材料的方差分析，是当估计一个因素或一个变量影响的时候分析一个因素综合的典型事例。

收获量改变了吗？

方差分析还可以用来阐明两个、三个、四个以及一般说来任何数量因素的影响。但是，由于因素数量增加，使得阐释计算结果变得困难，而且，由于必须进行繁重的计算（在使用电子计算机的情况下），使分析任务极为复杂化。实践表明，3个因素综合的方差分析结果还有可能阐释。而大数量因素的模型，适宜分成一些不太复杂的综合，然后对之单独进行分析。

让我们通过研究俄国收获史材料的实例，考察对两个因素综合进行方差分析的特点。历史学家收集了俄国17—18世纪收获历史的大量材料，这些材料记录了按地区每10年和每50年各种谷物收获的动态。^①表30概括地归纳了这些材料。

从这些材料中可以看到，在150年期间，所观察到的俄国收获量总趋势是在提高，但在各地区，各种谷物的收获量动态有很大差异。由此可以作出结论，收获量依赖于三个因素：地区、谷物种类和时间。如果取“地区”作因素，差异就表现在俄国各个地区的土质—气候和社会经济条件方面；而取“粮食作物种类”作因素，差异则在于这种或那种作物生物学的特点以及农艺学的特征方面；以“时间”为因素，则指的是看起来自然而然地随着时间的推移对收成起作用的、某些其他的社会经济条件。

但是，以上结论是有缺陷的，因为它没有考虑到十分重要的情况：由援引材料中查明的、根据每个地区以每50年和作物种类考察的收获量的差异，可能只是偶然性、或样本平均数的错误所

^① E·H·英多娃：《中央俄罗斯收获150年（17世纪下半期至18世纪）》，载《东欧土地史年鉴（1965年）》，莫斯科1970年。

导致的，既是说，这些差异完全没有受所指出的社会经济因素的制约。因此，关于地区、作物和时间影响收获量的结论是应该予以检验的**假设**。历史学家需分析一个问题：收获量的动态是偶然产生的，还是受到地区、作物种类和时间具有因果关系的制约？方差分析可以回答这一问题。

为了简化计算工作，解决任务分成两个阶段。第一阶段，揭

表30 17世纪下半期至18世纪中央俄罗斯粮食收成

地 区		中央工 业 区	中央黑 土 区	西北区	北部区	伏尔加 流 域	全 俄
17 世纪下 半期	1	37	33	23	32	47	172
	2	3.3	3.8	3.1	3.2	4.1	3.5
	3	3.1	3.9	3.5	3.0	4.0	3.4
	4	3.2	3.8	3.1	4.9	3.7	3.7
18 世纪上 半期	1	64	62	53	54	59	292
	2	3.3	4.1	3.1	3.3	3.8	3.5
	3	2.9	4.4	3.1	3.3	3.5	3.5
	4	3.9	4.5	3.3	3.2	3.7	3.8
18 世纪下 半期	1	98	87	74	61	75	395
	2	3.2	4.6	3.0	3.8	3.9	3.8
	3	3.1	5.2	3.0	3.7	4.0	4.0
	4	3.1	4.6	3.1	3.9	4.0	3.8
全 部	1	199	182	150	147	181	859
	2	3.4	4.2	3.1	3.6	4.0	3.6
	3	3.0	4.5	3.2	3.5	4.0	3.6
	4	3.4	4.3	3.2	4.0	3.8	3.8

注：1——材料数量；2——黑麦收成；3——燕麦收成；4——全部粮食平均收成。表中引用的材料是最低与最高平均收成。

示收获量动态依从于地区和时间的程度。为此目的，我们将材料按照地区和50年的时间分组。第二阶段，揭示收成依从于作物种类和时间的程度。为此，需要将同一些材料按作物种类和10年时间分组。分析结果将回答：在每10年和50年的时间里，地区和作物种类是否对17—18世纪俄国收成的动态发生影响？

在转入对收成材料的分析之前，必须预先声明：在估计两个因素对收成影响的时候，不可避免地要考虑第三个因素的影响，即**两个被考虑因素之间相互作用的影响**，这就是说，一方面要考虑地区与时间之间的相互影响，另一方面要考虑作物与时间的相互影响。那么，因素的相互作用又指的是什么？

历史学家都懂得，农艺进步水平在各地区并不相同：非黑土地地区先进一些，黑土地地区则落后一些。人们还知道，17世纪中期以前，各地区的荒地总额相差很大，因此，每个地区依靠增加新上地来提高收获量的可能性是不均衡的。此外，在17世纪已经存在各个地区粮食生产的专业化：北方主要生产黑麦和燕麦；南方主要生产大麦和小麦。粮食生产专业化也能影响各地区收获量的动态。这样，三个因素——地区、作物和时间的结合或相互作用，就可能对收获量动态产生很大的影响。因此，三个因素的这种结合和相互作用是必须考虑的。多因素的方差分析，恰恰不仅能够揭示各个因素影响的程度，而且能够揭示这些因素相互作用的影响。这一点包括了方差分析提供的新内容。在两个因素和单因素的综合分析中，除去不考虑因素相互作用以外，其他方面与多因素方差分析没有原则区别。

进行两因素综合方差分析有几种方式。当这几种方式在原则上相似的时候，它们各有利弊优劣。为了了解方差分析的技巧（这同样适用于其他形式的数学分析——相关分析、回归分析等），必须注意，为了简化计算工作，需要将一系列过渡阶段引入

计算过程：将最初的变量形式简化、改变、编辑成附加统计表。这时常使经验不足的研究者难于弄清大量的公式、符号，有时甚至似乎“遗忘”了方差分析的基本原则。为避免这种情况，需要很好地了解方差分析的基本阶段：1. 计算组间偏离变差与组内偏离变差的平方和；2. 计算自由度；3. 计算方差和方差比；4. 比较实际方差与理论方差比。了解有关方差分析的基本步骤与基本逻辑知识，可以帮助历史学家掌握计算技术。

让我们运用方差分析，首先阐明**地区**和**时间**对于黑麦收获量动态的意义。为进行方差分析，将原始材料整理如表30。对这些材料进行方差分析的结果，参见表31。

表31 方 差 分 析

变 差 来 源	偏 离 平方和	自 由 度	方 差	方 差 比	
				F实际	F理论
地 区	2.87	4	0.718	5.06	2.42
时 间	0.29	2	0.145	1.02	3.03
地区与时间的相互作用	1.20	8	0.150	1.06	1.97
地区与时间的共同作用	4.36	14	0.310	—	—
残 差	34.26	242	0.142	参考基数	
总 计	38.62	256	—	—	—

用同样的方法对地区和时间对于燕麦、大麦和小麦收成动态的影响进行方差分析。所得出的结果说明，收获量的变化只取决于地区的影响。

对17—18世纪收获量材料进行分析的第二阶段，如前所述，是要阐明**作物种类**以及**时间**因素在每10年期间对粮食收获量的影响。我们对17世纪下半期和18世纪的材料进行了方差分析(表32)。

表32

方 差 分 析

变 差 来 源	偏 离 平方和	自 由 度	方 差	方 差 比	
				F实际	F理论
粮食作物	1.20	3	0.40	2.35	2.63
10 年	0.85	4	0.21	1.24	2.40
谷类作物与10年的相互 作用	1.74	12	0.15	1.13	1.81
作物与10年的共同作用	3.79	12	0.32	—	—
残 差	52.21	307	0.17	参考基数	
总 计	56.00	326	—	—	—

对1651—1700年和1751—1800年期间关于各种作物收成的材料进行方差分析，得到了类似的结果。

那么，对17—18世纪收成历史**现有材料**所进行方差分析，可以得出什么结论呢？可以认为，17—18世纪粮食收获量的动态，**只取决于地区的影响**，而不是取决于时间、谷物种类，以及地区与时间、谷物种类与时间、谷物种类与地区的相互作用，因为只有在估计收成对地区的依从关系时，方差实际比超过了理论比，这个结论意味着，似乎是从原始统计资料(表30)得出的关于粮食收获量具有**提高趋势**的推测，实际上是样本**偶然性**和**特殊性导致的结果**，也即是说，粮食收获量的变化，并未受社会经济因素的制约。

方差分析还可以作出这个结论：根据历史学家掌握的现有的收获量的材料还不能认为，收成的水平和动态或多或少地取决于粮食作物的种类。看来，每10年和50年各种作物收获量水平的差异，也是由于偶然性和有关收成材料不足所导致的结果，而没有受到社会经济因素和粮食作物生物学特点的制约。

看来，收获量对于因素综合影响的依从性并不大。这就证明，17—18世纪，因素的综合影响大概在地区之间还没有显著的差异，并且这种差异从这10年到那10年，从这个阶段到那个阶段也没有重要的变化，所以，它对于收获量水平和动态还没有较大影响。

至于说到各地区之间收成水平和动态的差异，方差分析证实了基于对收成材料初步加工而提出的假设：地区之间收成水平和动态之所以产生差异，是受到各地区地理和社会经济特点制约的合乎规律的结果。具体历史分析表明，各个地区怎样的特点导致各地区收成水平不同。在土壤肥力、农艺制度、封建剥削形式、森林数量以及所有土地开垦程度方面存在的差别，所有这些造成了各地区收获量水平和动态之间的不同。在收集到关于这些因素相应的统计材料以后，可以再次进行估计这些因素影响的方差分析。

这样，历史学家对17—18世纪俄国黑麦、燕麦、小麦和大麦收成资料所进行的方差分析，为以下推测提供了根据：各种作物收获量的动态和水平，各个时间段收获量的变化，并不存在有规律的差异，但收获量水平和动态对于地区的依赖是存在的。由原始资料表现出来的收获量的增长趋势，应被认为是样本存在偶然性和不完备性导致的结果。在拥有充足的收成资料的情况下，关于收成增长的趋势也许会“消逝”。但是，不应由此认为历史学家收集的资料不可信，而应该认为，只是这些资料不足以有根据地得出收成增长这一结论。

应该强调，方差分析不能代替所缺乏的资料，而只能批判地估价历史学家获得的资料。通过严格考察类似资料仅仅证明，收成随时间而强烈波动，同时具有**稳定的趋势**，在150年期间没有任何增长。自然，还可能有另外的关于17—18世纪收成的资料可资重新考察该结论，但在目前的认识阶段，关于收获量趋势是稳

定的这一结论，最合乎实际。

在进行方差分析时，有一些条件是研究者必须重视的：

1. 方差分析适于选用这种资料：它们在总体中呈常态分布或近似常态分布。所抽选的各个考察样本或材料不相联系，或互相没有依从关系。

2. 在各个组和组群，因变量变化的性质或原因都是同样的。

3. 通过各个因素影响的相加而不是相乘，求得各个因素对因变量的总影响。

4. 各种特征的材料数量（地区、作物、阶段等等）或相等，或成比例。

违反上述条件的时候，也不排斥运用方差分析。但在这种情况下，估价因素影响的准确性较小，总结论的可靠性也较小。因此，在进行方差分析之前，预先查明在多大程度上具备了上面要求的条件是有益的。在收获量历史的例子中，基本具备了进行方差分析的条件。在全俄，按照收获量水平，地产的分布受常态分布规律的支配。因为大部分地产（60—70%）具有平均水平的收获量，而其余的地产，大约以相等的比例组成高的收获量和低的收获量两个地产组。各份地产的收成互相并不依赖，因为它们之间没有影响。

各份地产收获量波动的原因都是同样的：受地产的社会经济，地理特点以及地产占有者经营素质的影响，而收获量波动的性质也是同样的。

各个因素对收获量影响的总效果，是通过各个因素影响相加而得到的。这从下面一点很清楚地反映出来：各个地区平均收成互相区别不太大，因为平均差异在100%以内。而方差分析的实践表明，如果因素影响总效果是通过各个因素相乘得到的，那么组平均收获量值应该很大——相互之间的差异达到几倍。

最后，按照地区和时间阶段对收获量资料划分的组和组群的数目是成比例的（参见表30）。在这三个时间阶段的每一个阶段之内（17世纪下半期、18世纪上半期和下半期），资料的相对数目（地区范围的资料在全俄资料总数中所占的百分比或比例）大致是一样的。因为从一个10年到另一个10年，在所有的地区，材料的数目是按照一个大体上均衡的比例增加的。

我们所考察的方差分析的事例，非常鲜明地显示出这种方法的优点。我们首先发现，方差分析在**逻辑和技术方面都十分简便**，并且还有**通用性**：无论对质的特征还是量的特征，这种方法同样适用。但是，在研究具有质的表现形式的因素影响时运用方差分析更为有益。研究社会史、政治史和文化史的学者，在大多数情况下，遇到的是类似质的因素。因此在历史学中，方差分析应该被认为是可以运用它来取得丰硕成果的十分重要的分析工具。

举例来说，由于历史研究的目的是要揭示**现象和进程**在时间和空间中的**进化**，因此在时间、空间或地理范围内研究历史现象，成为任何历史研究不可缺少的部分。而在历史学中，由于历史学家分析的范畴主要是时期、阶段、时代，而不是小时、分、秒；是省、地区、国家，而不是宽度与长度，因此，绝大部分的空间和时间以不具有数量确定性的质的特征表现出来。运用方差分析恰好能够估价时间和空间对所研究的历史现象的影响，并以此为基础回答这一问题：历史学家通过考察**保存下来的过去的资料**而发现的变化，是遵循着一定规律的，还是偶然发生的？有赖于此，才有可能高度准确地确定被研究现象在时间和空间的进化中是否存在着有规律的发展趋势。这只是方差分析在历史研究中诸多应用中的一种。

在结束时我们想强调，本书使读者有可能熟悉在历史研究中

运用的某些最著名的数学、方法了解它们在历史学中的含义、逻辑和意义。在独立工作中，读者有可能进一步掌握这些数学方法，并且主要不是从数学和统计学的教科书中，而是从为分析具体历史资料而运用数学方法的实践中。当然，进一步掌握数学方法并非易事，但是，进行这种努力却会饶有趣味和卓有成效，并且对于任何一个历史学家来说，也是完全力所胜任的。由于在历史学中运用数学方法是历史科学中诸多新的、年轻的领域之一，因此，其中有许多新的、未知的东西。对于每一个愿意在这里贡献自己力量的学者，这个领域有无限广阔的活动天地。



简 明 书 目

绪 言

列宁:《俄国资本主义的发展》,《列宁全集》第3卷,人民出版社1963年。

列宁:《统计学与社会学》,《列宁全集》第23卷,人民出版社1961年。

Бессмертный Ю.Л. Математические методы и их применение при исследовании проблем средневековья.
—Средние века, 1971, т.34.

Ю.Л. 别斯梅尔特内:《数学方法及其在中世纪问题研究中的应用》,载《中世纪》,1971年,第34卷。

Источниковедение отечественной истории, вып.1.
М., 1973.

《苏联史史料学》第1册,莫斯科1973年。

Какх Ю.Ю. Нужна ли новая историческая наука?
—Вопросы истории, 1969, №3.

Ю.Ю. 卡赫克:《需要新的历史科学吗?》,载《历史问题》,1969年第3期。

Какх Ю.Ю. Ковальченко И.Д. Методологические проблемы применения количественных методов в исторических исследованиях. —История СССР, 1974, №5.

Ю. Ю. 卡赫克、И. Д. 科瓦利琴科:《历史研究中运用计量方法的方法论问题》,载《苏联历史》,1974年第5期。

Ковальченко И. Д. О применении математико-статистических методов в исторических исследованиях. — В кн.: Источниковедение, Теоретические и методологические проблемы. М., 1969.

И. Д. 科瓦利琴科:《论在历史研究中运用数学统计方法》,载《史科学:理论与方法论问题》,莫斯科1969年。

Количественные И. Машинные методы обработки исторической информации (руководитель авторского коллектива И. Д. Ковальченко), XIII Международный конгресс исторических наук. М., 1969.

И. Д. 科瓦利琴科主编:《整理历史资料的计量方法和机器方法》,第13届国际历史科学代表大会,莫斯科1969年。

Математические методы в исследованиях по социально-экономической истории. М., 1975.

《社会经济史研究中的数学方法》,莫斯科1975年。

Математические методы в исторических исследованиях. М., 1972.

《历史研究中的数学方法》,莫斯科1972年。

Моисеев Н. Нужна ли историкам математика? — Наука и жизнь, 1972. № 7.

Н. 莫伊谢耶夫:《历史学家需要数学吗?》,载《科学与生活》,1972年第7期。

Устинов В. А. Применение вычислительных машин в исторической науке. М., 1964.

В. А. 乌斯季诺夫:《计算机在历史科学中的应用》,莫斯科

1964年。

Устинов В.А., Фелингер А.Ф. *Историко-социальные исследования, ЭВМ и математика*. М., 1973.

В. А. 乌斯季诺夫、Ф. А. 费林格尔:《社会历史研究:电子计算机与数学》,莫斯科1973年。

Dollar Charles M., Jenson Richard J. *Historian's guide to statistics. Quantitative analysis and historical research*. New York, 1971.

М. 多拉·查尔斯·J·詹森·理查德:《历史学家的统计指南:计量分析与历史研究》,纽约1971年。

Беркстейн А. *Справочник статистических решений*. М., 1968.

А. 别尔斯捷伊:《统计解答手册》,莫斯科1968年。

Герчук Я.П. *Графические методы в статистике*. М., 1968.

Я. П. 格尔丘克:《统计学中的图表方法》,莫斯科1968年。

Дайменд С. *Мир вероятностей. Статистика в науке*. М., 1970.

С. 代缅德:《或然性的世界:科学中的统计学》,莫斯科1970年。

Дружинин Н. К. *Математическая статистика в экономике*. М., 1971.

Н. К. 德鲁日宁:《经济学中的数学统计学》,莫斯科1971年。

Количественные методы в социологии. М., 1966.

《社会学中的计量方法》,莫斯科1966年。

Математические методы и социальных наук. М., 1973.

《社会科学中的数学方法》,莫斯科1973年。

Мечобика и техника статистической обработки
первичной статистической информации. М., 1968.

《统计整理原始统计资料的方法与技巧》，莫斯科1968年。

Миллс Ф. Статистические методы. М., 1958.

Ф. 米尔斯：《统计方法》，莫斯科1958年。

Фишер Р. Статистические методы для исследова-
телей. М., 1958.

Р. 菲舍尔：《调查者统计方法》，莫斯科1958年。

Юл Дж. Э., Кендол М. Дж. Теория статистики.
М., 1960.

Дж. Э. 尤尔、М. Дж. 肯德尔：《统计理论》，莫斯科1960
年。

Ядов В.А. Социологическое исследование. Методо-
логия, программа, методы. М., 1972.

В. А. 亚多夫：《社会学研究：方法论 提纲、方法》，莫斯
科1972年。

第一、二章

Литвак Б. Г. Опыт статистического изучения
крестьянского движения России XIX в. М., 1967.

Б. Г. 利特瓦克：《19世纪俄国农民运动统计研究 经验》，莫
斯科1967年。

Миронов Б. Н. Применение выборочного метода
при анализе движения хлебных цен XVIII в. — В кн. :
Ежегодник по аграрной истории Восточной Европы,
1964. Кишинев, 1966.

Б. Н. 米罗诺夫：《抽样方法在分析18世纪粮食价格运动 中

的应用》，载《东欧土地史年鉴（1964年）》，基什尼奥夫1966年。

Миронов Б. Н. О критерии единого национально-
го рынка. — В кн.: Ежегодник по аграрной истории
Восточной Европы. 1968. Л., 1972.

Б. Н. 米罗诺夫：《论统一民族市场的标准》，载《东欧土地
史年鉴（1968年）》，列宁格勒1972年。

Соколов А. К. Методика выборочной обработки
первичных материалов профессиональной переписи 1918
г. — История СССР, 1971, № 4.

А. К. 索科洛夫：《对1918年职业调查原始资料抽样整
理的方法》，载《苏联历史》，1971年第4期。

Гранков В. П. Выборочное наблюдение. М., 1963.

В. П. 格兰科夫：《抽样考察》，莫斯科1963年。

Дружинин Н. К. Выборочный метод и его приме-
нение в социально-экономических исследованиях. М., 1970.

Н. К. 德鲁日宁：《社会经济研究中的抽样方法及其应用》，
莫斯科1970年。

Йейтс Ф. Выборочный метод в переписях и обсле-
дованиях. М., 1965.

Ф. 耶特斯：《登记和调查中的抽样方法》，莫斯科1965年。

Пасхавер И. С. Закон больших чисел и закономер-
ности массового процесса. М., 1966.

И. С. 帕斯哈维尔：《大数定律与大规模过程的规律性》，莫斯
科1966年。

第三、四、五章

Аграрная история Северо-Запада России XVI века

Новгородские пашни. Руководитель авторского коллектива А. Л. Шаниро. Л., 1974.

А. Л. 沙尼罗主编:《16世纪罗斯西北地区土地史。诺夫哥罗德行政区》,列宁格勒1974年。

Бухман Е. Опыт нахождения приближенного эмпирического закона отклонений хлебных цен от среднего уровня.—Плановое хозяйство, 1924. № 7—8.

Е. 布赫曼:《探讨粮食价格偏离平均水平近似经验法则的尝试》,载《计划经济》,1924年第7—8期。

Вайнштейн А. А. Эволюция урожайности зерновых хлебов в России до войны и перспективы по развитию в будущем.—Плановое хозяйство, 1927, № 7.

А. А. 魏因施泰因:《俄国战前粮食产量的发展过程及未来发展前景》,载《计划经济》,1927年第7期。

Какх Ю., Лиги Х. К вопросу об экономическом положении и феодальных повинностях крестьян в Эстляндской губернии в XVIII в.—В кн.: Ежегодник по аграрной истории Восточной Европы, 1962, Минск, 1964.

Ю. 卡赫克、Х. 利基:《论18世纪爱斯特兰省农民经济状况和封建赋税问题》,载《东欧土地史年鉴(1962年)》,明斯克1964年。

Ковальченко И. Д., Милов Л. В. Всероссийский аграрный рынок. XVIII—начало XX века. Опыт количественного анализа. М., 1974.

И. Д. 科瓦利琴科、Л. В. 米罗夫:《18—20世纪初全俄土地市场。计量分析尝试》,莫斯科1974年。

Миронов Б. Н. О методике обработки источников по истории цен (К исследованию проблемы образования всероссийского национального рынка). — В кн.: Археографический ежегодник за 1968 г. М., 1970.

Б. Н. 米罗诺夫:《论价格史文献的整理方法(全俄民族市场形成问题研究)》,载《1968年古文献学年鉴》,莫斯科1970年。

Проблемы урожая. Труды НИИ сельскохозяйственной экономики, вып. 21. М., 1926.

《收获量问题》,载《农业经济科学研究所报告书》第21册,莫斯科1926年。

Дрейнер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ. М., 1973.

Н. 德赖涅尔、Г. 斯米特:《实用回归分析》,莫斯科1973年。

Плохинский Н. А. Дисперсионный анализ. Новосибирск, 1960.

Н. А. 普洛希恩斯基:《方差分析》,诺沃辛比尔斯克1960年。

Политова И. Д. Дисперсионный и корреляционный анализ в экономике. М., 1972.

И. Д. 波利托娃:《经济学中的方差分析与相关分析》,莫斯科1972年。

Хьюстон А. Дисперсионный анализ. М., 1971.

А. 希斯顿:《方差分析》,莫斯科1971年。